

HUMBOLDT-UNIVERSITÄT ZU BERLIN  
WIRTSCHAFTSWISSENSCHAFTLICHE FAKULTÄT  
INSTITUT FÜR STATISTIK UND ÖKONOMETRIE  
LADISLAUS VON BORTKIEWICZ LEHRSTUHL FÜR STATISTIK

# Analyse der Panelmortalität im Zi-Praxis-Panel

Analysis of panel attrition in the Zi-Praxis-Panel

**Bachelorarbeit**

vorgelegt von

**Felix Julian David Lange**

(574885)

zur Erlangung des akademischen Grades

**Bachelor of Science (B.Sc.) in Volkswirtschaftslehre**

Erstgutachter: Prof. Dr. Wolfgang Härdle  
Zweitgutachter: Prof. Dr. Andreas Nastansky  
Betreuer: Dr. Sigbert Klinke

Berlin, den 21. Dezember 2018

# Inhaltsverzeichnis

<b>1</b>	<b>Einführung</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>Daten</b>	<b>3</b>
2.1	Hintergrund des Zi-Praxis-Panels . . . . .	3
2.2	Erhebungsform, Datenvalidierung und Datenverwendung . . . . .	4
2.3	Grundgesamtheit, statistische Einheiten und Stichprobe . . . . .	6
2.4	Beteiligung am Zi-Praxis-Panel . . . . .	7
2.5	Datenaufbereitung und Variablenauswahl . . . . .	9
<b>3</b>	<b>Methoden</b>	<b>11</b>
3.1	Phi-Koeffizient . . . . .	11
3.2	Logistische Regression . . . . .	12
3.2.1	Interpretation der Regressionskoeffizienten . . . . .	14
3.2.2	Maße zur Beurteilung eines Logit-Modells . . . . .	15
<b>4</b>	<b>Analyse</b>	<b>17</b>
4.1	Panelmortalität im Zi-Praxis-Panel im Zeitverlauf . . . . .	17
4.2	Univariate Analyse . . . . .	19
4.3	Bivariate Analyse . . . . .	24
4.4	Regressionsanalyse . . . . .	28
4.4.1	Modellbildung . . . . .	28
4.4.2	Prüfung des Modells . . . . .	35
4.4.3	Interpretation . . . . .	40
<b>5</b>	<b>Fazit</b>	<b>42</b>
	<b>Literatur</b>	<b>44</b>
<b>A</b>	<b>Anhang</b>	<b>48</b>

## Abkürzungsverzeichnis

AIC	Akaikes Informationskriterium
BIC	Bayesianisches Informationskriterium
GKV	Gesetzliche Krankenversicherung
KBV	Kassenärztliche Bundesvereinigung
KV	Kassenärztliche Vereinigung
ROC	Receiver Operating Characteristic
SGB V	Sozialgesetzbuch, Fünftes Buch
VB	Versorgungsbereich
VR	Versorgungsraum
Zi	Zentralinstitut für die kassenärztliche Versorgung in der Bundesrepublik Deutschland
ZiPP	Zi-Praxis-Panel

## Abbildungsverzeichnis

1	Gestapeltes Säulendiagramm für die Teilnehmerzahl in den Erhebungswellen des Zi-Praxis-Panels. . . . .	7
2	Ausgewählte Bewertungsfragen aus dem Fragebogen des Zi-Praxis-Panels. . . . .	10
3	Box-Plots des Jahresüberschusses je Inhaber. . . . .	20
4	Gruppiertes Säulendiagramm für die relativen Häufigkeiten der Ausprägungen der klassierten Altersvariable. . . . .	22
5	Gruppierte Säulendiagramme für die relativen Häufigkeiten der Ausprägungen der Merkmale Teilnehmerart und Geschlecht. . . . .	23
6	Gruppiertes Säulendiagramm für die relativen Häufigkeiten der Ausprägungen des Merkmals Beurteilung des Erhebungsaufwandes. . . . .	23
7	Gruppiertes Säulendiagramm für die relativen Häufigkeiten der Ausprägungen des Merkmals Versorgungsbereich. . . . .	24
8	Streudiagramme der gefitteten Werte der lokalen Regressionsmodelle in der Logit-Transformation für Alter und Wochenarbeitszeit. . . . .	32
9	Standardisierte Residuen im finalen Logit-Modell für den Panelaustritt. . . . .	36
10	Cooks Distanzen im finalen Logit-Modell für den Panelaustritt. . . . .	37
11	ROC-Kurve für das finale Logit-Modell für den Panelaustritt. . . . .	39
12	Schematische Darstellung des Datenschutzkonzeptes des Zi-Praxis-Panels. . . . .	48
13	Gruppierte Säulendiagramme für die relativen Häufigkeiten der Ausprägungen der Merkmale Organisationsform und Bewertung der Situation als Vertragsarzt. . . . .	50
14	Gruppiertes Säulendiagramm für die relativen Häufigkeiten der Ausprägungen des Merkmals Regionstyp. . . . .	50
15	Gruppiertes Säulendiagramm für die relativen Häufigkeiten der Ausprägungen des Merkmals Versorgungsraum. . . . .	51
16	Gruppierte Säulendiagramme für die relativen Häufigkeiten der Ausprägungen der Merkmale Teilnahme an besonderen Versorgungsformen und Nutzung des Software-Tools für Steuerberater. . . . .	51
17	Geschätzte Wahrscheinlichkeiten des finalen Logit-Modells für den Panelaustritt für die Beobachtungen des Datensatzes. . . . .	52

## Tabellenverzeichnis

1	Teilnehmer der Erhebungswellen, gegliedert nach der Erhebungswelle, in welcher sie zum ersten Mal teilgenommen haben. . . . .	8
2	Teilnehmer der Erhebungswelle 2016, gegliedert nach der Erhebungswelle seit welcher sie jedes Jahr teilgenommen haben. . . . .	8
3	Kurzbeschreibung der ausgewählten Merkmale der Erhebungswelle 2016. . . . .	10
4	Kontingenztafel der absoluten Häufigkeiten für die dichotomen Variablen $X$ und $Y$ . . . . .	11
5	Abgänge und Abgangsquote zwischen den Erhebungswellen. . . . .	18
6	Deskriptive Kennzahlen für die Praxen, die auch 2017 teilgenommen haben. . . .	21
7	Deskriptive Kennzahlen für die Praxen, die ausgetreten sind. . . . .	21
8	Abgänge zwischen 2016 und 2017, Austrittsquoten und Phi-Koeffizienten nach Merkmalsausprägungen. . . . .	26
9	Ergebnisse der univariaten logistischen Regressionen. . . . .	29
10	Ergebnisse der ersten beiden multivariaten Modelle. . . . .	30
11	Ergebnisse der Tests zwischen der Modellierung mit gebrochenem Polynom zweiten Grades und den anderen Modellierungsmöglichkeiten. . . . .	33
12	Zusammenfassung des geschätzten Modells mit Interaktion zwischen Alter und $tn16\_neu$ . . . . .	34
13	Vergleich der Modellschätzungen mit und ohne Ausreißer bzw. einflussreiche Beobachtungen. . . . .	38
14	Ausführliche Zusammenfassung der Variablen des finalen Modells. . . . .	40
15	Beschreibung der verwendeten Variablen. . . . .	49
16	Varianzinflationsfaktoren für die unabhängigen Variablen des finalen Logit-Modells. .	52

# 1 Einführung

Um gesellschaftliche oder individuelle Entwicklungen über die Zeit hinweg mithilfe von Studien zu analysieren, gibt es in der empirischen Sozialforschung im Wesentlichen zwei Wege: Panelstudien und Trendstudien (vgl. zu den folgenden Ausführungen Schnell et al. 2018, S. 213–222 sowie Diekmann 2009, S. 308–311). Diese Arten der sogenannten Längsschnittuntersuchung haben gemein, dass sie zu mehreren Zeitpunkten und möglichst gleichbleibend in ihrer Form durchgeführt werden und unterscheiden sich vor allem durch die Zusammensetzung der Teilnehmer.

Von einer Trendstudie oder replikativer Survey wird gesprochen, wenn über mehrere Erhebungszeitpunkte jedes Mal eine neu gezogene Stichprobe aus der gleichen Grundgesamtheit befragt wird. Aufgrund der wechselnden Teilnehmer mit jeder Erhebungswelle besteht bei Trendstudien nicht die Möglichkeit individuelle Veränderungen im Zeitablauf zu betrachten.

Bei einer Panelstudie werden im Unterschied zur Trendstudie nicht immer neue Teilnehmer zu einem Themenkomplex befragt, sondern stets dieselben Erhebungseinheiten (z. B. Personen). Durch die mehrmalige Befragung derselben Individuen lassen sich Veränderungen über die Zeit nicht nur für die Gesamtheit der Teilnehmer, sondern auch auf individueller Ebene an den einzelnen Einheiten feststellen. Diese Möglichkeit der Analyse macht Panelstudien wesentlich aussagekräftiger als Trendstudien.

Während Panelstudien als sehr aussagekräftig bewertet werden, besitzen diese auch eine Reihe von methodischen Problemen, die bei Trendstudien keine Rolle spielen. Das in der Praxis größte Problem bei Panelstudien ist der Ausfall von Teilnehmern im Verlauf des Panels, die sogenannte Panelmortalität. Im theoretischen Idealfall nimmt an einer Panelerhebung von der ersten bis zur letzten Erhebungswelle immer dieselbe Stichprobe an jeder einzelnen Erhebungswelle teil. Praktisch gibt es allerdings in nahezu jeder längerfristigen Panelstudie mit der Zeit Teilnehmer, die an einer oder mehreren Befragungen nicht mitwirken beziehungsweise endgültig ausscheiden. Ein solcher Ausfall kann verschiedene Gründe haben. Zum einen sind unfreiwillige Gründe wie Tod, Krankheit oder Unerreichbarkeit der befragten Person denkbar. Zum anderen kann die Person ihre Teilnahmemotivation oder schlicht das Interesse an der Untersuchung verloren haben. Panelausfälle sind vor allem dann ein Problem, wenn diese nicht zufällig, sondern systematisch anhand bestimmter Variablen auftreten. Ein Beispiel hierfür wäre ein Personen-Panel, in dem sich die ausgetretenen Personen in Bezug auf das Einkommen deutlich von den weiterhin teilnehmenden Personen unterscheiden, die Panelmortalität also mit dem Einkommen korreliert ist. Solche systematischen Ausfälle könnten in den folgenden Erhebungswellen zu Verzerrungen in den erhobenen Daten führen. Um die Panelmortalität zwischen Erhebungswellen modellgestützt zu analysieren und mögliche signifikante Einflüsse des Austritts zu identifizieren, wird aufgrund

der Dichotomie der Zielvariable (Austritt versus Verbleib) häufig die binäre logistische Regression verwendet (vgl. z. B. Kroh et al. 2017, Hoch 2013, Kunke 2005, Dees und Wenzig 2003 oder Birkelbach 1998).

Im Rahmen des Zi-Praxis-Panels (ZiPP), welches vom Zentralinstitut für die kassenärztliche Versorgung in der Bundesrepublik Deutschland (Zi) geleitet wird, werden jährlich niedergelassene Ärzte und Psychotherapeuten befragt. Die seit 2010 laufende Paneluntersuchung erhebt für jede teilnehmende Praxis unter anderem Informationen zu den Finanzen, zu den Arbeitszeiten, zur Praxisorganisation und zur Struktur der behandelten Patienten. Derzeit beteiligen sich jedes Jahr etwa 5000 Praxen, wovon der größte Teil bereits in mindestens einer vorherigen Erhebungswelle mitgemacht hat. Diese Panelteilnehmer aus vorherigen Jahren werden Bestandspraxen genannt. Allerdings treten, wie bei vielen Panelstudien, bei jeder Erhebungswelle neue Praxen in das Panel ein, welche in den folgenden Erhebungswellen wiederum zu den Bestandspraxen gehören. Das Ziel des Zentralinstituts ist es, ein repräsentatives Panel bestehend aus 7000 Praxen, welche jedes Jahr an der Befragung mitwirken, zu realisieren (vgl. Zi-Website). Um diese Anzahl zu erreichen und mit den bereits teilnehmenden Praxen längerfristige Analysen zu ermöglichen, ist es wie bei jeder Panelstudie essentiell, die Panelmortalität zwischen den Wellen möglichst gering zu halten. Daneben ist es sinnvoll, von Zeit zu Zeit die Panelausfälle zu analysieren, um im Falle systematischer Panelmortalität reagieren zu können.

In der vorliegenden Arbeit sollen die Ausfälle im Zi-Praxis-Panel zwischen der Erhebungswelle 2016 und der Erhebungswelle 2017 untersucht werden. Dabei ist es Ziel, einerseits Gruppen von Praxen zu identifizieren, bei denen die Austrittsquote relativ hoch oder niedrig war. Andererseits soll versucht werden, die Panelmortalität anhand der Daten aus der Erhebungswelle 2016 mithilfe der logistischen Regression zu modellieren und signifikante Einflussfaktoren für den Austritt zu bestimmen.

Zunächst werden die ZiPP-Erhebung und der verwendete Datensatz erläutert. Darauf folgend wird auf die verwendeten statistischen Methoden eingegangen, insbesondere auf den Phi-Koeffizienten und die logistische Regression. Danach werden die Ergebnisse der univariaten, bivariaten und multivariaten Analyse der Panelausfälle und des Panelaustritts präsentiert. Zuletzt werden die wichtigsten Resultate der Untersuchung zusammengefasst und kurz diskutiert.

## 2 Daten

### 2.1 Hintergrund des Zi-Praxis-Panels

Bevor näher auf die ZiPP-Erhebung eingegangen wird, soll kurz ein Überblick über den thematischen Kontext der Befragung, die vertragsärztliche Versorgung in Deutschland, gegeben werden. Die vertragsärztliche Versorgung betrifft die Behandlung von Versicherten der Gesetzlichen Krankenversicherungen (GKV). Den gesetzlichen Auftrag zur Sicherstellung der Versorgung haben die Kassenärztlichen Vereinigungen und die Kassenärztliche Bundesvereinigung (vgl. § 75 SGB V Abs. 1). Der Großteil der Ärzte und Psychotherapeuten in der vertragsärztlichen Versorgung sind sogenannte Vertragsärzte und -psychotherapeuten (etwa 75 % in 2017, vgl. KBV 2018, S. 3).<sup>1</sup> Jeder dieser niedergelassenen Ärzte und Psychotherapeuten ist Pflichtmitglied in einer der 17 Kassenärztlichen Vereinigungen und im Arztregister eingetragen, welches von den Kassenärztlichen Vereinigungen geführt wird. Neben Vertragsärzten und -psychotherapeuten nehmen außerdem angestellte Ärzte und Psychotherapeuten in freier Praxis (etwa 10 %) und in Einrichtungen wie Medizinische Versorgungszentren (etwa 9 %) an der vertragsärztlichen Versorgung teil sowie sogenannte ermächtigte Ärzte und Psychotherapeuten (etwa 6 %, vgl. KBV 2018, S. 3). Über die Vergütung in der vertragsärztlichen Versorgung und deren Weiterentwicklung wird jährlich verhandelt, erst zwischen der Kassenärztlichen Bundesvereinigung und dem GKV-Spitzenverband und anschließend zwischen den Kassenärztlichen Vereinigungen und den Verbänden der Krankenkassen auf Landesebene. Bei der jährlichen Anpassung der Vergütung soll insbesondere die „Entwicklung der für Arztpraxen relevanten Investitions- und Betriebskosten“ berücksichtigt werden (§ 87 SGB V Abs. 2g).

Das Zentralinstitut für die kassenärztliche Versorgung in der Bundesrepublik Deutschland ist die Forschungseinrichtung der Kassenärztlichen Vereinigungen und der Kassenärztlichen Bundesvereinigung und wurde von diesen 1973 als Stiftung gegründet (vgl. Quasdorf 2014, S. 39). Das Institut betreut eine Reihe von Projekten im Bereich der Versorgungsforschung. Mit Kostenstrukturanalysen von Vertragsarztpraxen über mehrere Jahre im Rahmen des Zi-Praxis-Panels liefert das Zentralinstitut im Kontext der vertragsärztlichen Versorgung eine wichtige Datenbasis für die Vergütungsverhandlungen zwischen den Kassenärztlichen Vereinigungen und den Krankenkassen.

---

<sup>1</sup>Früher wurde anstatt des Begriffes „Vertragsarzt“ der Begriff „Kassenarzt“ verwendet (vgl. Wagner 2017, S. 1037).



## 2.2 Erhebungsform, Datenvalidierung und Datenverwendung

Um die Entwicklung der wirtschaftlichen Lage in Praxen zu untersuchen, werden mit dem Zi-Praxis-Panel zwei Ansätze verfolgt (vgl. zu den folgenden Abschnitten Zi 2018, S. 71–81). Einerseits gibt es die Panelteilnehmer, die über mehrere Jahre wiederholt an der Erhebung mitwirken, andererseits werden in jeder Erhebungswelle Finanzangaben für die vier vorangegangenen Jahre abgefragt. Das bedeutet, dass in der Erhebungswelle 2016 nach den Finanzen der Jahre 2012 bis 2015 gefragt wurde. Das hat den Vorteil, dass in jedem Jahr die Entwicklung der letzten vier Jahre beschrieben werden kann, unabhängig davon, ob die teilnehmenden Praxen zum ersten oder zum wiederholten Mal an der Befragung teilnehmen. Hinsichtlich dieser jährlichen, eher kurzfristigen Betrachtung der wirtschaftlichen Lage wäre daher ein gewisses Maß an Panelmortalität zu verkraften, solange jedes Jahr genügend Praxen aller Fachgebiete teilnehmen. Allerdings ist es für die ebenfalls angestrebten langfristigen panelbasierten Analysen unabdingbar, dass Praxen möglichst häufig an der Befragung teilnehmen. Eine regelmäßige Teilnahme ist auch deshalb von Bedeutung, da sich Teile der Fragen, wie beispielsweise zu den Arbeitszeiten, nur auf das aktuellste vergangene Jahr beziehen.

Die jährliche Erhebung im Rahmen des Zi-Praxis-Panels erfolgt auf freiwilliger Basis in Form eines schriftlichen Fragebogens. Dieser Fragebogen gliedert sich in zwei Teile. Der erste Teil wird vom teilnehmenden Arzt oder Psychotherapeuten beantwortet und beinhaltet allgemeine Angaben zur Praxis und zum Praxisinhaber sowie Fragen zu den Arbeitszeiten, dem Personal und der Versorgungsstruktur der Patienten. Außerdem werden persönliche Bewertungen zu verschiedenen Praxisaspekten, wie wirtschaftlicher Lage, medizinisch-technischer Ausstattung und Praxisräumlichkeiten, erfragt. Der zweite Teil, welcher die Angaben zu den Einnahmen, Aufwendungen und Investitionen der Praxis umfasst, wird vom Steuerberater des Teilnehmers ausgefüllt. Um den Steuerberatern die Arbeit zu erleichtern, sind für das Zi-Praxis-Panel Softwaremodule für Steuerberatersoftware entwickelt worden, mit denen der Finanzteil des Fragebogens weitgehend automatisch erzeugt werden kann.

Vor der jährlichen Befragung werden die potentiellen Teilnehmer in einem Brief über die ZiPP-Erhebung informiert. Bei erfolgreicher Teilnahme an der Erhebung erhalten die Befragten eine Aufwandsentschädigung von 200 Euro.

Bei der ZiPP-Erhebung wird besonders auf die Wahrung der Anonymität der Teilnehmer Wert gelegt.<sup>2</sup> Die Datenerhebung wird durch eine unabhängige Treuhandstelle durchgeführt, welche die personenbezogenen Daten der Teilnehmer verarbeitet. Diese Treuhandstelle gibt jedem Teilnehmer ein Pseudonym. Separat von den Personendaten werden die Falldaten, also die ausgefüllten

---

<sup>2</sup>Im Anhang ist eine ausführliche schematische Übersicht des Datenschutzkonzeptes im Zi-Praxis-Panel zu finden.

Fragebögen, verarbeitet. Diese durch die Treuhandstelle pseudonymisierten Fragebögen werden in einer Erfassungsstelle erstmals geöffnet und dort digitalisiert. Die Treuhandstelle und die Erfassungsstelle sind „organisatorisch, räumlich und personell getrennt“ (Zi 2018, S. 80). Ebenfalls pseudonymisiert erhält das Zi die Abrechnungsdaten von den Kassenärztlichen Vereinigungen. Des Weiteren werden die im Rahmen des Zi-Praxis-Panels erhobenen Daten einzelner Praxen ausschließlich in einer eigens dafür eingerichteten Datenstelle im Zentralinstitut und nur von ausgewählten Mitarbeitern verarbeitet.

Nachdem die pseudonymisierten Rohdaten erfasst und an das Zi weitergeleitet worden sind, durchlaufen diese einen Validierungsprozess, bevor die validierten Daten für Analysen verwendet werden. Unter Verwendung der vertragsärztlichen Abrechnungsdaten, der Datenblattinformationen und der originalen Fragebogenangaben hat die Datenvalidierung das Ziel, geprüfte und aufbereitete Analysedaten bereitzustellen. Die Überprüfung und die gegebenenfalls nötige Anpassung der Daten werden skriptbasiert realisiert und getroffene Entscheidungen werden dokumentiert. Dadurch lassen sich die während der Validierung getätigten Anpassungen einfach nachvollziehen. Im Validierungsprozess wird an erster Stelle die Plausibilität der Teilnehmerangaben überprüft. Dabei werden für jede erhobene Variable zum Beispiel sehr große und sehr kleine Werte sowie der Streubereich der Werte genauer untersucht. Im Anschluss an die Plausibilisierung der Daten wird im nächsten Validierungsschritt überprüft, ob widersprüchliche Angaben gemacht worden sind. Das wäre beispielsweise der Fall, wenn ausgefüllt wird, dass es keine angestellten Ärzte in der Praxis gibt und gleichzeitig aber Angaben für einen angestellten Arzt gemacht werden. Ein weiteres Anzeichen für inkonsistente Daten ist, wenn die eingetragene gesamte Wochenarbeitszeit nicht mit der Summe der eingetragenen Arbeitszeiten für einzelne Tätigkeiten übereinstimmt. Um die Daten um derartige Widersprüche zu bereinigen, wird ebenfalls mit vorher definierten Regeln gearbeitet. Im letzten Schritt der Validierung, der Konsolidierung, werden unter anderem die vertragsärztlichen Abrechnungsdaten der Kassenärztlichen Vereinigungen oder die Angaben aus vorherigen Erhebungswellen verwendet.

Nach der Validierung können die Daten für die Berichtserstellung und andere Analysen genutzt werden. Neben den bereits erwähnten Informationen, die das Zentralinstitut an die Kassenärztlichen Vereinigungen für Vergütungsverhandlungen gibt, erstellt das Zi eine Reihe von anderen Berichten (vgl. zu diesem Abschnitt Zi 2017, S. 126–128). Im Zentrum des Berichtswesens steht der Jahresbericht, welcher für jede Erhebungswelle veröffentlicht wird und im Internet frei zugänglich ist. Daneben bekommen die ZiPP-Teilnehmer einen persönlichen, gedruckten Praxisbericht, der den Vergleich der eigenen Praxis mit dem Referenzfachgebiet ermöglicht, sowie Zugang zu einem Onlineportal, welches weitere Analysemöglichkeiten öffnet. Den Berufsverbän-

den bestimmter Fachgebiete stellt das Zi betriebswirtschaftliche Kennzahlen und entsprechende fachgebietsspezifische Referenzwerte zur Verfügung. Neben diesen regelmäßigen Berichten werden die Daten des Zi-Praxis-Panels auch für spezielle Auswertungen auf Anfrage der Kassenärztlichen Vereinigungen, der Kassenärztlichen Bundesvereinigung oder eines Berufsverbandes verwendet.

## **2.3 Grundgesamtheit, statistische Einheiten und Stichprobe**

Die Grundgesamtheit des Zi-Praxis-Panels 2016 sind „alle im Bundesarztregister (BAR) bei der Kassenärztlichen Bundesvereinigung geführten Praxen zugelassener Vertragsärzte und Vertragspsychotherapeuten mit Vollzulassung oder mit hälftigem Versorgungsauftrag“ (Zi 2018, S. 71), welche zu Beginn und auch zum Ende des Vorjahres in einem für die Untersuchung relevanten Fachgebiet tätig waren. Die statistischen Einheiten sind also Arzt- beziehungsweise Psychotherapeutenpraxen.

Da nur Vertragsärzte und -psychotherapeuten betrachtet werden, sind angestellte Ärzte in freier Praxis und in Einrichtungen wie Medizinische Versorgungszentren sowie ermächtigte Ärzte nicht Teil der Grundgesamtheit. Daneben nicht zur Grundgesamtheit 2016 gehörten fachärztlich tätige Praktische Ärzte, fachärztlich tätige Ärzte ohne Weiterbildung, fachärztlich tätige Allgemeinmediziner, Mund-Kiefer-Gesichtschirurgen und Laborärzte.

Um möglichst viele Praxen für eine Teilnahme zu erreichen und mit Blick auf die eher geringe Beantwortungsquote bei schriftlichen freiwilligen Befragungen wurden 2016 die Praxen nahezu aller Fachgebiete im Sinne einer Vollerhebung kontaktiert. Für zwei Fachgebiete, denen besonders viele Praxen zugeordnet sind, Allgemeinmedizin und Psychotherapie, wurden Praxen mithilfe einer geschichteten Zufallsstichprobe angeschrieben. Dieses Stichprobenverfahren ist nach dem Fachgebiet sowie drei Regionstypen, die auf der Bevölkerungsdichte basieren, geschichtet: Stadt, Land und Umland. 2016 wurden die kontaktierten Praxen der Allgemeinmedizin mit einer 20-prozentigen und die kontaktierten Psychotherapiepraxen mit einer 7-prozentigen Zufallsauswahl ausgewählt.

In der Erhebungswelle 2016 zählten knapp unter 100 000 Praxen zur Grundgesamtheit. Daraus wurden etwa 47 200 Praxen postalisch angeschrieben. Von diesen waren 10 700 Bestandspraxen, die bereits an einer der vorherigen Befragungswellen teilgenommen hatten. Von den angeschriebenen Praxen haben 5357 Arzt- und Psychotherapeutenpraxen letztendlich vollständige Unterlagen eingesendet und damit an der Befragung teilgenommen. Bei dieser Teilnahmequote ist zu erwarten, dass einige Fachgebiete im Zi-Praxis-Panel 2016 nicht ausreichend repräsentiert sind. Allerdings handelte es sich hierbei um sehr kleine Fachgebiete, die nur 0,4 % der Grundgesamtheit ausmachen, sodass das Zi-Praxis-Panel 99,6 % der Grundgesamtheit gut bis ausreichend abdeckt.

## 2.4 Beteiligung am Zi-Praxis-Panel

Im Folgenden wird auf die Beteiligung am Zi-Praxis-Panel im Allgemeinen sowie im Speziellen auf die Teilnehmer der Erhebungswelle 2016 eingegangen. Einen ersten Überblick über die Anzahl der Praxen im Zi-Praxis-Panel über die Jahre gibt Abbildung 1.

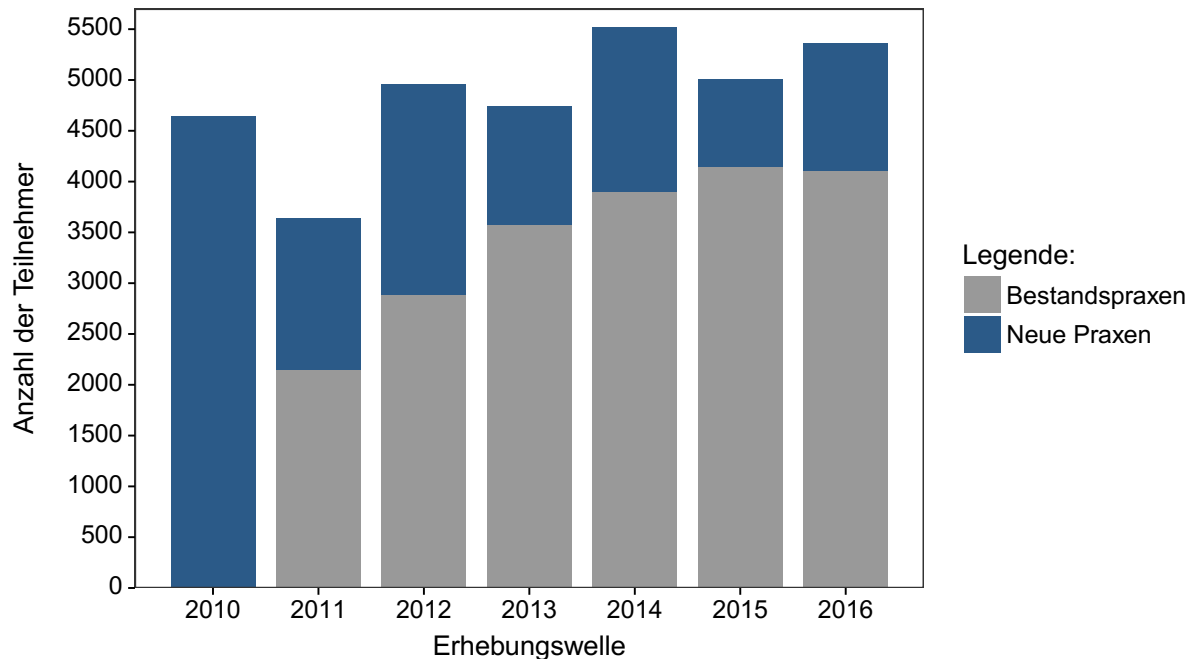


Abbildung 1: Gestapeltes Säulendiagramm für die Teilnehmerzahl in den Erhebungswellen des Zi-Praxis-Panels.

Hier zeigt sich, dass mit der Ausnahme von der Erhebungswelle 2011 in jedem Jahr zwischen 4500 und 5500 Praxen teilgenommen haben. In den letzten Jahren ist eine leicht steigende Tendenz bei der Teilnehmerzahl zu verzeichnen. Ebenfalls zu sehen ist, dass in jeder Erhebungswelle eine große Anzahl an Praxen neu im Zi-Praxis-Panel ist. Es werden also stetig Praxen für eine Teilnahme gewonnen. Damit rücken einerseits die anvisierten 7000 Praxen näher und andererseits können Panelausfälle teilweise kompensiert werden. Nichtsdestotrotz besteht der Großteil der Befragten in jedem Jahr aus Bestandspraxen, die bereits in einer vorherigen Erhebungswelle mitgemacht haben. Das ist im Sinne der Untersuchung, welche das Ziel hat, Praxen wiederholt zu befragen. Um die Zusammensetzung der teilnehmenden Bestandspraxen zu beleuchten, sind in Tabelle 1 die Teilnehmer jeder Erhebungswelle nach ihrer Erstteilnahme aufgeschlüsselt.

Dort wird deutlich, dass von den teilnehmenden Bestandspraxen der größte Teil stets in der ersten Erhebung 2010 zum ersten Mal teilgenommen hat. Davon abgesehen sind Bestandspraxen relativ gleichmäßig verteilt in Bezug auf ihre Erstteilnahme. Allerdings zeigt sich, dass die Anzahl der Praxen, die in den früheren Erhebungswellen zum ersten Mal mitgemacht haben, mit jeder

Jahr	Teilnehmer	Erstteilnahme am Zi-Praxis-Panel in ...						
		2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
2010	4636	4636	—	—	—	—	—	—
2011	3644	2152	1492	—	—	—	—	—
2012	4954	1990	896	2068	—	—	—	—
2013	4739	1701	752	1122	1164	—	—	—
2014	5520	1558	696	997	654	1615	—	—
2015	5006	1359	583	824	542	837	861	—
2016	5357	1247	540	728	475	698	415	1254

Tabelle 1: Teilnehmer der Erhebungswellen, gegliedert nach der Erhebungswelle, in welcher sie zum ersten Mal teilgenommen haben, Quelle: ZiPP-Jahresberichte 2010 – 2016, eigene Berechnungen.

weiteren Erhebung kleiner wird. Diese Entwicklung ist zwar zu erwarten, allerdings verkleinert dies regelmäßig den Kreis der Praxen, mit denen längerfristige Panelanalysen durchgeführt werden können. Mit Blick auf Panelanalysen kommt außerdem hinzu, dass nicht jede Praxis nach ihrer Erstteilnahme auch an jeder folgenden Erhebung mitwirkt hat. Grundsätzlich sind für Panelanalysen solche Teilnehmer interessant, die sich über einen Zeitraum hinweg durchgehend und ohne Aussetzer am Panel beteiligen.

Die Praxen des Zi-Praxis-Panels 2016, die ab einer bestimmten Erhebungswelle durchgehend jährlich Angaben gemacht haben, sind in Tabelle 2 zusammengefasst.

Kontinuierliche Teilnahme seit...	Absolute Häufigkeit	Kumulierte abs. Häufigkeit	Relative Häufigkeit	Kumulierte rel. Häufigkeit
2010	775	775	0,145	0,145
2011	374	1149	0,070	0,215
2012	623	1772	0,116	0,331
2013	468	2240	0,087	0,418
2014	776	3016	0,145	0,563
2015	637	3653	0,119	0,682
2016	1704	5357	0,318	1,000

Tabelle 2: Teilnehmer der Erhebungswelle 2016, gegliedert nach der Erhebungswelle seit welcher sie jedes Jahr teilgenommen haben.

Sollen inklusive der Daten der Erhebungswelle 2016 Panelanalysen durchgeführt werden, stehen, je nachdem welche Welle als Ausgangspunkt genommen wird, mehr oder weniger Praxen zur Verfügung. So haben von den 5357 Praxen der Erhebung 2016 775 seit der ersten Erhebung 2010 kontinuierlich teilgenommen. Wäre das Zi-Praxis-Panel eine Untersuchung ohne regelmäßige Ad-

dition neuer Teilnehmer, wären von den 4636 Praxen der ersten Erhebung nach sechs Jahren nur noch 16,7% übrig. Da jedoch immer neue Praxen zum Panel hinzukommen, erweitert sich der Kreis der Praxen für Panelanalysen, wenn nicht ganz so langfristige Analysen gemacht werden. Wird von der Erhebungswelle 2012 ausgegangen, können 1772 Praxen für Panelanalysen herangezogen werden. Das heißt 33,1% der ZiPP-Teilnehmer 2016 haben über die vergangenen fünf Erhebungen hinweg Angaben gemacht. Das bedeutet auch, dass sich etwa ein Drittel der Befragten 2016 an mindestens fünf der sieben Erhebungen zwischen 2010 und 2016 beteiligt hat. Die Mehrheit der Praxen im Zi-Praxis-Panel 2016 (3016 Praxen, ca. 56,3%) hat in den letzten drei Erhebungswellen mitgemacht. Es zeigt sich damit, dass ein sehr großer Teil der Bestandspraxen in der Welle 2016 wiederholt am Panel teilgenommen hat. Von den 1704 Praxen, die nicht mindestens 2015 und 2016 mitgemacht haben, nahmen 1254 Praxen 2016 zum ersten Mal teil. Das bedeutet, dass 450 Praxen der Erhebungswelle 2016 zwischen ihrer Erstteilnahme und 2016 ein oder mehrmals ausgesetzt haben.

## 2.5 Datenaufbereitung und Variablenauswahl

Zur Analyse der Panelmortalität wird in dieser Arbeit das Datenmaterial der Erhebungswelle 2016 verwendet. Von den 5357 Teilnehmern werden allerdings nicht alle für die Untersuchung verwendet. Zum einen sind bei dieser Teilnehmerzahl 21 Medizinische Versorgungszentren enthalten, die nicht in Analysen eingehen. Zum anderen werden Praxen, die nicht das gesamte Wirtschaftsjahr 2015 existierten, nicht mit einbezogen, um Vergleichbarkeit beim Jahresüberschuss zu gewährleisten. Außerdem werden Praxen mit fehlenden Werten bei jenen Variablen, die für die Untersuchung ausgewählt werden, ausgeschlossen. Dies reduzierte die Fallauswahl der Analyse auf etwas mehr als 5000 Praxen.<sup>3</sup>

Eine Übersicht über die für die Analyse ausgewählten Merkmale ist in Tabelle 3 zu finden.<sup>4</sup> Es werden einerseits allgemeine Merkmale der Praxis wie Organisationsform, Regionstyp und Versorgungsbereich sowie demografische Merkmale der Praxisinhaber wie Alter und Geschlecht ausgewählt. Andererseits werden Merkmale der Datenerhebung wie die Nutzung des Software-Tools für Steuerberater und die Tatsache, ob es sich bei der Praxis um eine Bestandspraxis handelt, als relevant angesehen. Von den metrischen Angaben im Fragebogen wird der Fokus vor allem auf den Jahresüberschuss je Inhaber sowie die Wochenarbeitszeit je Inhaber gelegt. Daneben werden die subjektive Bewertung der Praxissituation und die Beurteilung des Erhebungsaufwandes aufgrund des möglichen Einflusses auf den Panelaustritt in die Analyse einbezogen.

---

<sup>3</sup>Davon abgesehen werden vor der Analyse auch noch sogenannte unechte Panelausfälle ausgeschlossen, aber darauf wird in Abschnitt 4.1 näher eingegangen. In Abschnitt 4.2 wird noch einmal genauer die finale Fallzahl der Untersuchung dargelegt.

<sup>4</sup>Eine ausführliche Liste der verwendeten Variablen ist im Anhang zu finden.

Merkmal	Beschreibung
Teilnehmerart	Teilnehmerart in 2016 (Bestandspraxis, Erstteilnahme der Praxis)
Organisationsform	Organisationsform der Praxis (Einzelpraxis, Gemeinschaftspraxis)
Regionstyp	Zugeordneter Regionstyp (Stadt, Land, Umland)
Versorgungsraum	Versorgungsraum (Nord, Ost, Süd, West) basierend auf der Kassenärztlichen Vereinigung der Praxis
Versorgungsbereich	Zugeordneter Versorgungsbereich der Praxis (hausärztliche, fachärztliche, psychotherapeutische Versorgung sowie übergreifend tätige Praxen)
Geschlecht	Geschlecht des angeschriebenen Praxisinhabers
Alter	Alter des angeschriebenen Praxisinhabers in Jahren
Arbeitszeit	Wochenarbeitszeit des angeschriebenen Praxisinhabers in Stunden
Bewertung Situation	Persönliche Bewertung der Situation als Vertragsarzt durch den angeschriebenen Praxisinhaber
Bewertung Aufwand	Persönliche Beurteilung des Erhebungsaufwandes durch den angeschriebenen Praxisinhaber
Jahresüberschuss	Jahresüberschuss der Praxis je Inhaber in Euro
Besondere Versorgungsformen	Teilnahme der Praxis an besonderen Versorgungsformen
Software-Tool-Nutzung	Nutzung des Software-Tools für Steuerberater

Tabelle 3: Kurzbeschreibung der ausgewählten Merkmale der Erhebungswelle 2016.

Die Merkmale, die zeitbezogen sind, beziehen sich dabei entweder auf das Berichtsjahr 2015 oder den Stichtag 31.12.2015.

Die Datenaufbereitung beschränkte sich im Wesentlichen auf die Dichotomisierung einzelner Variablen in Vorbereitung auf die logistische Regression. Dabei werden die kategorialen Merkmale wie Regionstyp oder Versorgungsbereich in einzelne Dummy-Variablen für jede Merkmalsausprägung zerlegt. Für die metrischen Variablen wie Jahresüberschuss werden zusätzlich zu der Originalvariablen Quartile berechnet und Dummy-Variablen für das jeweils erste und vierte Quartil erzeugt, um relativ niedrige beziehungsweise hohe Werte bei der ursprünglichen Variable zu kennzeichnen. Bei den Bewertungsfragen gibt es immer vier Antwortmöglichkeiten (siehe Abbildung 2). Für diese Fragen werden bei der Dichotomisierung zur Vereinfachung die ersten beiden und die letzten beiden Bewertungsmöglichkeiten jeweils in einer Gruppe zusammengefasst.

A29	<b>Wie bewerten Sie Ihre gegenwärtige Situation als Vertragsarzt insgesamt?</b>			
	sehr gut	gut	weniger gut	schlecht
	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
A38	<b>Wie beurteilen Sie den Erhebungsaufwand für den vorliegenden ZiPP-Fragebogen?</b>			
	Der Erhebungsaufwand ist für mich ... vertretbar.			
	voll und ganz <input type="checkbox"/>	überwiegend <input type="checkbox"/>	eher nicht <input type="checkbox"/>	überhaupt nicht <input type="checkbox"/>

Abbildung 2: Ausgewählte Bewertungsfragen aus dem Fragebogen des Zi-Praxis-Panels, Quelle: ZiPP-Fragebogen 2017

### 3 Methoden

Bevor die Panelmortalität analysiert wird, soll in diesem Kapitel auf die während der Analyse verwendeten statistischen Instrumente eingegangen werden. Dabei wird zuerst der Phi-Koeffizient beschrieben, welcher bei der bivariaten Untersuchung der Panelausfälle zum Einsatz kommt. Darauf folgend wird das für die multivariate Analyse genutzte Verfahren, die logistische Regression, ausgeführt. Hierbei wird nach einem kurzen theoretischen Überblick auch auf die Interpretation der Regressionskoeffizienten eingegangen. Außerdem werden verschiedene Maße zur Beurteilung der Güte eines logistischen Regressionsmodells erläutert.

#### 3.1 Phi-Koeffizient

Da die meisten Merkmale in die logistische Regression in Form einzelner Dummy-Variablen eingehen werden, ist es sinnvoll, die bivariate Analyse ebenfalls mit den gleichen bereits dichotomisierten Variablen durchzuführen. Zur Ermittlung des Zusammenhangs zwischen zwei dichotomen Variablen bietet sich als Assoziationsmaß der Phi-Koeffizient  $\phi$  an. Der Phi-Koeffizient, auch Vier-Felder-Korrelation genannt, wird mit einer Vier-Felder-Tafel, wie sie in Tabelle 4 dargestellt ist, berechnet.

	$X = 0$	$X = 1$	Summe
$Y = 0$	$a$	$b$	$a + b$
$Y = 1$	$c$	$d$	$c + d$
Summe	$a + c$	$b + d$	$a + b + c + d$

Tabelle 4: Kontingenztabelle der absoluten Häufigkeiten für die dichotomen Variablen  $X$  und  $Y$ .

Die Vier-Felder-Tafel ist eine  $2 \times 2$ -Kontingenztabelle, wobei  $a$ ,  $b$ ,  $c$  und  $d$  die beobachteten absoluten Häufigkeiten für die Kombinationen der Merkmalsausprägungen der Merkmale  $X$  und  $Y$  sind. Im Falle der Panelmortalitätsanalyse ist eines der beiden Merkmale stets jenes, welches angibt, ob die Praxis auch an der folgenden Erhebungswelle teilgenommen hat. Das andere Merkmal ist eine der dichotomisierten möglichen Einflussgrößen wie zum Beispiel jene Variable, die angibt, ob eine Praxis auf dem Land angesiedelt ist.

Mit den Werten der Vier-Felder-Tafel lässt sich der Phi-Koeffizient für die Merkmale  $X$  und  $Y$  wie folgt berechnen (Bühner und Ziegler 2017, S. 671):

$$\phi = \frac{a \cdot d - b \cdot c}{\sqrt{(a + b) \cdot (c + d) \cdot (a + c) \cdot (b + d)}} \quad . \quad (3.1)$$



Die Formel ist äquivalent zur Berechnung des Bravais-Pearson-Korrelationskoeffizienten für den Fall von zwei dichotomen Variablen (vgl. z. B. Bortz und Schuster 2010, S. 174). Wie der Bravais-Pearson-Korrelationskoeffizient ist der Phi-Koeffizient ein symmetrisches Zusammenhangsmaß und es gilt  $-1 < \phi < +1$ . Allerdings ist bei der Interpretation von  $\phi$  zu beachten, dass der Koeffizient diese Grenzen in der Praxis nur dann ausschöpft, wenn die Randverteilungen der beiden Merkmale  $X$  und  $Y$  gleich sind (vgl. z. B. Rönz und Strohe 1994, S. 25). Bei ungleichen Randverteilungen kann der maximal erreichbare Betrag von  $\phi$  durchaus deutlich unter 1 liegen (vgl. Bortz und Schuster 2010, S. 175). Das bedeutet wiederum, dass die ermittelten Werte für  $\phi$  bei schiefen Randverteilungen ebenfalls kleiner ausfallen werden als bei identischen Randverteilungen.

Die Signifikanzprüfung des Phi-Koeffizienten geschieht mithilfe der  $\chi^2$ -Verteilung. Zwischen dem  $\chi^2$ -Wert einer  $2 \times 2$ -Kontingenztafel und dem Phi-Koeffizienten  $\phi$  existiert folgender Zusammenhang (vgl. z. B. Bortz und Schuster 2010, S. 174):

$$\chi^2 = n \cdot \phi^2 \quad . \quad (3.2)$$

Beim Test auf Signifikanz des Phi-Koeffizienten ist die Nullhypothese  $H_0$ , dass  $\phi = 0$  und die Alternativhypothese  $H_1$ , dass  $\phi \neq 0$ . Als Teststatistik wird die Prüfgröße in Formel (3.2) verwendet. Wenn dieser empirische  $\chi^2$ -Wert  $n\phi^2$  größer als der kritische Wert der  $\chi^2$ -Verteilung  $\chi^2_{krit}$  ist, kann die Nullhypothese, dass  $\phi = 0$  ist, verworfen werden. Dann besteht zwischen den beiden Merkmalen auf dem gewählten Signifikanzniveau ein signifikanter Zusammenhang. Wenn die Teststatistik nicht größer als der kritische Wert ist, wird die Nullhypothese beibehalten und der Zusammenhang ist nicht signifikant. Da es sich um zwei dichotome Merkmale handelt, ist die Anzahl der Freiheitsgrade bei der Signifikanzprüfung des Phi-Koeffizienten stets eins (vgl. z. B. Bühner und Ziegler 2017, S. 671). Die Prüfgröße in Formel (3.2) ist also  $\chi^2$ -verteilt mit einem Freiheitsgrad. Der kritische  $\chi^2$ -Wert bei einem Freiheitsgrad ( $df = 1$ ) für das 5-prozentige Signifikanzniveau ( $\alpha = 0,05$ ) lautet:  $\chi^2_{krit} = \chi^2_{0,95;1} = 3,84$ . Wenn also  $n\phi^2 > 3,84$  ist, ist der in die Prüfgröße eingesetzte Phi-Koeffizient  $\phi$  signifikant auf dem 5-prozentigen Signifikanzniveau.

### 3.2 Logistische Regression

Um die Einflüsse von mehreren Variablen auf eine Zielvariable zu untersuchen, ist die Regressionsanalyse in einer Vielzahl von Fachgebieten ein häufig genutztes statistisches Instrument. Dabei werden die Zusammenhänge zwischen einer abhängigen und einer oder mehreren unabhängigen Variablen modelliert und evaluiert. Das wohl am häufigsten eingesetzte Regressionsmodell ist

das lineare Regressionsmodell. Für die Analyse von binären abhängigen Variablen wie dem Panelaustritt ist das lineare Regressionsmodell aber aus verschiedenen Gründen nicht geeignet (vgl. zu den folgenden Ausführungen Fahrmeir et al. 2009, S. 30–32 und S. 189–190).

Ausgehend vom Erwartungswert einer binären Variable  $y$  wird bei der Regression mit dichotomer abhängiger Variable der Effekt der unabhängigen Variablen auf die Wahrscheinlichkeit dafür, dass die Variable  $y$  den Wert 1 annimmt, modelliert und geschätzt:

$$E(y) = P(y = 0) \cdot 0 + P(y = 1) \cdot 1 = P(y = 1) = \pi \quad (3.3)$$

$$\pi_i = P(y_i = 1) = P(y_i = 1 | x_{i1}, \dots, x_{ik}) \quad . \quad (3.4)$$

Würde diese Wahrscheinlichkeit mit der linearen Regression geschätzt werden, würden zum einen wichtige Annahmen des linearen Regressionsmodells verletzt werden. So kann beispielsweise die Varianz der Fehlerterme nicht homoskedastisch sein und auch die übliche Annahme, dass die Fehlerterme normalverteilt sind, kann bei einer binären abhängigen Variable nicht erfüllt sein. Zum anderen könnten aus einer linearen Schätzung auch Werte resultieren, die kleiner als 0 oder größer als 1 sind. Für Wahrscheinlichkeit  $\pi_i$  gilt aber, wie für alle Wahrscheinlichkeiten, dass sie im Bereich zwischen 0 und 1 liegen muss.

Der Effekt der unabhängigen Variablen kann durch den linearen Prädiktor  $\eta_i$  erfasst werden:

$$\eta_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ik} \quad . \quad (3.5)$$

Dieser muss also bei der Modellierung der Wahrscheinlichkeit  $\pi_i$  im Rahmen der binären Regressionsanalyse stets zwischen 0 und 1 liegen. Um das zu gewährleisten, wird der lineare Prädiktor mit der Wahrscheinlichkeit über eine streng monoton wachsende Verteilungsfunktion  $h$  verbunden, welche nur Werte zwischen 0 und 1 annimmt:

$$\pi_i = h(\eta_i) = h(\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ik}) \quad . \quad (3.6)$$

Bei der logistischen Regression wird als Verteilungsfunktion  $h$  die logistische Verteilungsfunktion

$$h(\eta_i) = \frac{\exp(\eta_i)}{1 + \exp(\eta_i)} = \frac{1}{1 + \exp(-\eta_i)} \quad (3.7)$$

verwendet. Aus (3.6) und (3.7) ergibt sich die Gleichung des logistischen Regressionsmodells, auch Logit-Modell genannt:

$$\pi_i = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ik})}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ik})} = \frac{1}{1 + \exp(-(\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ik}))} \quad . \quad (3.8)$$

Mithilfe der Umkehrfunktion der logistischen Funktion lässt sich diese Modellgleichung umformen und wie folgt aufschreiben:

$$\log\left(\frac{\pi_i}{1 - \pi_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ik} = \eta_i \quad . \quad (3.9)$$

Die linke Seite von (3.9) sind hierbei die logarithmierten Odds, die sogenannten Logits. Für diese logarithmierten Odds ergibt sich damit ein lineares Modell. Die Logits haben demnach den Wertebereich  $[-\infty, +\infty]$ . Durch Transformation von (3.9) mit der Exponentialfunktion kann eine weitere äquivalente Form der binären logistischen Regressionsgleichung hergeleitet werden:

$$\frac{\pi_i}{1 - \pi_i} = \exp(\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ik}) = \exp(\beta_0) \cdot \exp(\beta_1 x_{i1}) \cdot \dots \cdot \exp(\beta_k x_{ik}) \quad . \quad (3.10)$$

Damit sind die Odds auf der linken Seite nicht mehr logarithmiert. Als Odds wird also das Verhältnis aus der Wahrscheinlichkeit, dass  $y_i$  den Wert 1 annimmt ( $\pi_i = P(y_i = 1)$ ) und der Gegenwahrscheinlichkeit ( $1 - P(y_i = 1)$  bzw.  $P(y_i = 0)$ ) bezeichnet. Dieser Quotient wird im Deutschen auch Chance genannt. Die Chance  $\pi_i / 1 - \pi_i$  hat den Wertebereich  $[0, +\infty]$ . Wie die rechte Seite von (3.10) zeigt, wird für die Ebene der Odds ein multiplikatives Modell angenommen. Aufgrund der Nichtlinearität der Regressionsfunktion werden die Koeffizienten einer logistischen Regression nicht wie bei der linearen Regression üblich mit der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt, sondern mit der Maximum-Likelihood-Methode (vgl. Backhaus et al. 2018, S. 288).

### 3.2.1 Interpretation der Regressionskoeffizienten

Die geschätzten Koeffizienten lassen sich hinsichtlich ihres Effekts auf die Wahrscheinlichkeit  $\pi_i$  aufgrund des in (3.8) erkennbaren nichtlinearen Zusammenhangs nur schwierig genau interpretieren. Jedoch lässt sich die Interpretation erleichtern, indem die Schreibweise des logistischen Modells in Odds (siehe (3.10)) als Ausgangspunkt genommen wird (vgl. zu den folgenden Ausführungen Backhaus et al. 2018, S. 293–294).

Dabei wird mit der Odds Ratio (Chancenverhältnis) gearbeitet, welche zwei Chancen miteinander vergleicht. In Anwendung bei der logistischen Regression wird damit geklärt, wie sich zum Beispiel eine Änderung von  $x_1$  um eine Einheit auf die Odds  $P(y_i = 1)/P(y_i = 0)$  auswirkt:

$$OR = \frac{P(y_i = 1|x_{i1} + 1, \dots)/P(y_i = 0|x_{i1} + 1, \dots)}{P(y_i = 1|x_{i1}, \dots)/P(y_i = 0|x_{i1}, \dots)} = \exp(\beta_1) \quad . \quad (3.11)$$

Hierbei ist  $x_1$  eine der unabhängigen Variablen und  $\beta_1$  deren zugehöriger geschätzter Koeffizient. Die Odds Ratio für die Variable  $x_1$  steht über die Exponentialfunktion in Beziehung mit dem Koeffizienten  $\beta_1$ . Das Chancenverhältnis repräsentiert den konstanten Effekt der Variable  $x_1$ , weshalb die rechte Seite von (3.11),  $\exp(\beta_1)$ , auch als Effektkoeffizient bezeichnet wird.

Im Rahmen des multiplikativen Modells für die Odds (siehe (3.10)), erhöhen oder verkleinern sich die Odds also um den Faktor  $\exp(\beta_1)$  bei isolierter Erhöhung von  $x_1$  um eine Einheit. Diese Interpretation gilt analog für alle anderen unabhängigen Variablen und Koeffizienten. Bei binären unabhängigen Variablen bedeutet eine Erhöhung um eine Einheit der Übergang vom Wert 0 zum Wert 1. In diesem Fall vergleicht die Odds Ratio die Odds der beiden Gruppen, die als 1 beziehungsweise 0 kodiert sind, und ist als Veränderung der Odds beim Wechsel zur Gruppe mit Variablenwert 1 zu interpretieren.

Bei metrischen unabhängigen Variablen ist zu beachten, dass die Odds Ratio in diesem Fall von der Maßeinheit der Variable abhängt. Da von einer Veränderung um eine Einheit ausgegangen wird, wird zum Beispiel bei einer Variable zum Jahresüberschuss die Odds Ratio größer sein, wenn die Werte in „Millionen Euro“ angegeben sind als wenn sie in „Tausend Euro“ gemessen wird. Bei Variablen mit großen Werten ist es daher möglich, dass sich sehr kleine Werte für die Odds Ratio ergeben, da beispielsweise ein Anstieg um einen Euro vermutlich keinen nennenswerten Effekt haben wird, wenn sich die Werte der Variable im Bereich von einigen hunderttausend Euro liegen. Deshalb kann es sinnvoll sein, metrisch skalierten Variablen vor der Analyse in aussagekräftige Maßeinheiten zu transformieren.

Mit den Effektkoeffizienten  $\exp(\beta_k)$  lassen sich die Einflüsse der unabhängigen Variablen in Bezug auf die Odds anschaulich und genau interpretieren. Ein Koeffizient  $\beta_k > 0$  und damit ein Effektkoeffizient  $\exp(\beta_k) > 1$  bedeutet, dass bei einer Vergrößerung von  $x_k$  um eine Einheit sich die Odds erhöhen und zwar um den Faktor  $\exp(\beta_k)$ . Ein Koeffizient  $\beta_k < 0$  und damit ein Effektkoeffizient  $\exp(\beta_k) < 1$  bedeutet, dass sich die Odds um den Faktor  $\exp(\beta_k)$  verringern, wenn  $x_k$  um eine Einheit ansteigt. Ein Effektkoeffizient  $\exp(\beta_k) = 1$  ist gleichbedeutend mit  $\beta_k = 0$  und heißt demnach, dass in diesem Fall eine Erhöhung der Variable  $x_k$  um eine Einheit keine Wirkung auf die Odds hat.

### 3.2.2 Maße zur Beurteilung eines Logit-Modells

Bei der globalen Beurteilung eines Regressionsmodells geht es zum einen darum zu prüfen, ob das Modell insgesamt statistisch signifikant ist. Zum anderen ist zu untersuchen, wie gut das Modell der unabhängigen Variablen die abhängige Variable modelliert. Die bei der linearen Regressionsanalyse für diese beiden Aspekte verwendeten Instrumente, der  $F$ -Test und das Bestimmtheitsmaß  $R^2$ , sind bei der logistischen Regression nicht anwendbar.

Bei der logistischen Regressionsanalyse basieren viele Gütemaße auf dem Wert der maximierten Log-Likelihood, welcher sich aus der Schätzung mit der Maximum-Likelihood-Methode ergibt (vgl. zu den folgenden Ausführungen Backhaus et al. 2018, S. 296–300). Ein mit dem  $F$ -Test

äquivalenter Test zum Prüfen der Gesamtsignifikanz eines Logit-Modells ist der Likelihood-Ratio-Test. Die Teststatistik für den Likelihood-Ratio-Test lautet:

$$LLR = -2 \cdot (LL_0 - LL_v) \quad , \quad (3.12)$$

wobei  $LL_0$  die maximierte Log-Likelihood für das Null-Modell und  $LL_v$  die maximierte Log-Likelihood für das vollständige Modell ist. Null-Modell meint hierbei das Modell, das nur die Konstante  $\beta_0$  und keine Regressoren enthält. Das vollständige Modell ist das gefittete Modell, dessen Signifikanz überprüft werden soll. Die Nullhypothese des Likelihood-Ratio-Tests ist, dass die Koeffizienten  $\beta_1, \dots, \beta_k$  gleich null sind.  $LLR$  ist approximativ  $\chi^2$ -verteilt, wobei sich die Anzahl der Freiheitsgrade nach der Anzahl der Regressoren  $k$  richtet. Wenn  $LLR = \chi_{emp}^2 > \chi_{0,95;k}^2$ , kann die Nullhypothese verworfen werden und das Modell gilt auf dem 5-prozentigen Signifikanzniveau als statistisch signifikant.

Für das Bestimmtheitsmaß  $R^2$  gibt es kein Äquivalent für die logistische Regression. Aufgrund der nicht-metrischen Natur der abhängigen Variable kann für ein Logit-Modell eine Varianzzerlegung, wie sie beim Bestimmtheitsmaß genutzt wird, nicht vorgenommen werden. Es wurden aber einige Maße entwickelt, die die Anpassungsgüte eines Modells mit binärer abhängiger Variable ausdrücken sollen, die sogenannten Pseudo-Bestimmtheitsmaße. Das in dieser Arbeit verwendete Pseudo-Bestimmtheitsmaß ist das weit verbreitete McFadden's  $R^2$ :

$$R_{McF}^2 = 1 - \left( \frac{LL_v}{LL_0} \right) \quad , \quad (3.13)$$

welches wie  $LLR$  auf der Log-Likelihood basiert. Anders als beim Likelihood-Ratio-Test wird  $R_{McF}^2$  jedoch mit dem Quotienten der maximierten Log-Likelihoods anstatt mit deren Differenz berechnet. Wie das klassische Bestimmtheitsmaß  $R^2$  liegt McFadden's  $R^2$  zwischen 0 und 1. Ebenfalls wie beim Bestimmtheitsmaß ist ein Modell mit höherem Wert für  $R_{McF}^2$  als bessere Anpassung zu bewerten im Vergleich mit einem Modell mit niedrigerem McFadden's  $R^2$ . Allerdings fallen die Werte für McFadden's  $R^2$  insgesamt deutlich kleiner aus als die des Bestimmtheitsmaßes, und einen Wert von  $R_{McF}^2 = 1$  zu erreichen, ist in der Praxis fast unmöglich. Daher werden Modelle mit einem McFadden's  $R^2$  zwischen 0,2 und 0,4 schon als gut angepasst angesehen.

## 4 Analyse

In diesem Kapitel soll auf die Analyse der Panelmortalität im Zi-Praxis-Panel eingegangen und deren Ergebnisse präsentiert werden. Bevor die Panelmortalität zwischen der Erhebungswelle 2016 und der Erhebungswelle 2017 im Detail untersucht wird, werden zunächst die Anzahl der Panelausfälle im Zeitverlauf betrachtet. Dabei wird auch auf die Unterscheidung zwischen echten und unechten Panelausfällen eingegangen. Darauf folgend werden die paneltreuen Praxen und jene Praxen, die zwischen 2016 und 2017 ausgetreten sind, deskriptiv charakterisiert und miteinander verglichen. Im Anschluss an die univariate Analyse werden im Rahmen der bivariaten Analyse die bedingten Austrittsquoten und die Phi-Koeffizienten zwischen Panelaustritt und den ausgewählten Merkmalen ausgeführt. Schlussendlich sollen die Ergebnisse der logistischen Regressionsanalyse erläutert werden, um festzustellen, ob sich der Panelaustritt zwischen 2016 und 2017 mit den ausgewählten Variablen adäquat modellieren lässt. Außerdem sollen bei dieser multivariaten Analyse mögliche signifikante Einflüsse auf den Panelaustritt zwischen den beiden Erhebungswellen identifiziert werden.

### 4.1 Panelmortalität im Zi-Praxis-Panel im Zeitverlauf

In diesem Abschnitt soll das Ausmaß der Panelmortalität im Zi-Praxis-Panel zwischen den Erhebungswellen beschrieben werden. Bei der Analyse der Panelausfälle ist dies von ähnlicher Relevanz wie die Überprüfung des Panelaustritts auf systematische Einflüsse. Denn je geringer die Panelmortalität, desto unwahrscheinlicher ist es, dass die Panelausfälle eine Verzerrung erzeugen. Bei der Betrachtung der Anzahl der Panelausfälle sind zwei Arten von Austritten zu unterscheiden (vgl. von der Lippe 2013, S. 1). Einerseits gibt es jene Praxen beziehungsweise Ärzte, die aus verschiedenen Gründen entscheiden, in dem jeweiligen Jahr nicht erneut an der Erhebung teilzunehmen. Davon zu abzugrenzen sind jene Praxen, die nicht mehr teilnehmen, weil beispielsweise der Inhaber gestorben ist. Diese sogenannten unechten Austritte sind dadurch charakterisiert, dass die jeweilige statistische Einheit bei der jeweiligen Befragung gar nicht mehr zur definierten Grundgesamtheit der Erhebung zählt. Es ist den unecht abgehenden Praxen also unmöglich erneut teilzunehmen. Die echt austretenden Praxen hingegen entscheiden sich bewusst gegen die erneute Teilnahme. Es ist daher sinnvoll, die Analyse der Panelmortalität nur mit den Fällen echter Panelmortalität durchzuführen.<sup>5</sup>

---

<sup>5</sup>Im Rahmen des Sozio-oekonomischen Panels werden die beiden Austrittsarten als „survey-related“ und „survey-unrelated“ beschrieben. Hierbei sind mit Letzterem jene ausgeschiedenen Einheiten gemeint, die durch Umzug ins Ausland oder Tod die Grundgesamtheit verlassen. Die „survey-unrelated“ Panelmortalität wird aus diesem Grund ebenfalls bei Analysen ignoriert (vgl. Kroh et al. 2017, S. 7).

Es gibt im Wesentlichen drei Gründe, weshalb eine Praxis unecht aus dem Zi-Praxis-Panel ausscheiden kann. Einerseits kann der angeschriebene Praxisinhaber versterben. Daneben kann sich der Inhaber entschieden haben, die Praxis aufzugeben. Der dritte mögliche Grund ist, dass die Praxis beziehungsweise der Arzt zwar weiter existiert, aber nicht mehr an der vertragsärztlichen Versorgung teilnimmt. Letzteres ist zum Beispiel der Fall, wenn eine kassenärztliche Praxis in eine Praxis ausschließlich für Privatversicherte (Privatpraxis) umgewandelt wird. Diese gehören damit, wie auch nicht mehr existierende Praxen, nicht mehr zur Grundgesamtheit des Zi-Praxis-Panels.

In Tabelle 5 ist ein Überblick über die Ausfälle zwischen den Erhebungswellen und deren Anteil an der Gesamtteilnehmerzahl des jeweiligen Jahres zu finden. Konkret ist dargelegt, wie viele der Teilnehmer einer Erhebungswelle nicht an der darauf folgenden Welle teilgenommen haben, wobei echte und unechte Abgänge unterschieden werden.

Jahr	Teilnehmer	Abgänge	unechte Abgänge	echte Abgänge	unechte PM	echte PM
2010	4636	2484	68	2416	1,47 %	52,11 %
2011	3644	1154	44	1110	1,21 %	30,46 %
2012	4954	1689	57	1632	1,15 %	32,94 %
2013	4739	1344	64	1280	1,35 %	27,01 %
2014	5537	1798	122	1676	2,20 %	30,27 %
2015	5006	1353	90	1263	1,80 %	25,23 %
2016	5357	1688	127	1561	2,37 %	29,14 %

Tabelle 5: Abgänge zwischen den Erhebungswellen, PM = Panelmortalität zwischen den Erhebungswellen (Abgangsquote).

Hierbei ist zu berücksichtigen, dass immer nur die Ausfälle zwischen zwei Wellen betrachtet werden, sodass die geführten echten Ausfälle keine endgültigen Ausfälle aus dem Zi-Praxis-Panel bedeuten müssen. Es kommt durchaus vor, dass Praxen temporär aussetzen und an einer späteren Erhebung wieder teilnehmen.<sup>6</sup>

Ebenfalls erwähnenswert ist, wie die unechten Panelausfälle festgestellt werden. Dies geschieht ausschließlich über explizite Absagen seitens der Teilnehmer. Diese können darum bitten, die jährlichen Erhebungsunterlagen nicht mehr zugesendet zu bekommen, da sie nicht mehr aktiv sind. Es ist aber nicht auszuschließen, dass einige Praxisinhaber nicht abgesagt haben seit ihrem Ausscheiden aus der Grundgesamtheit.

<sup>6</sup>Zum Beispiel könnte eine Praxis der Erhebungswelle 2010 zur Erhebungswelle 2011 „ausscheiden“, dann aber in Erhebungswelle 2012 wieder teilnehmen. Wenn diese Praxis dann erneut ausgesetzt hat, wird sie in dieser Aufstellung zwei Mal gezählt.

Bei Betrachtung der Tabelle wird sichtbar, dass, mit Ausnahme der ersten Erhebungswelle im Jahr 2010, jede Erhebung eine echte Panelmortalität von ungefähr 30 % zur jeweils folgenden Erhebung aufweist. Von den Praxen der ZiPP-Erhebung 2010 nahmen weniger als die Hälfte auch im Jahr 2011 teil. Ein eindeutiger Abwärts- oder Aufwärtstrend seit 2011 ist nicht zu erkennen. Anders gesagt kann bei zukünftigen ZiPP-Erhebungen wohl ebenfalls mit einer Wiederteilnahmequote von etwa 70 % in der darauf folgenden Welle gerechnet werden. Am niedrigsten war die echte Panelmortalität zwischen den Erhebungen der Jahre 2015 und 2016 mit etwas mehr als 25 %. In der zu untersuchenden Erhebungswelle 2016 lag die echte Panelmortalität bei circa 29 %.

Ebenfalls zu sehen ist, dass die unechten Panelausfälle mit 1 bis 3 % nur einen sehr kleinen Anteil der Teilnehmer und damit auch der Abgänge ausmachen. In dieser Hinsicht sind für die Erhebung 2016 sowohl absolut als auch relativ zur Gesamtteilnehmerzahl die höchsten Werte zu finden. Die 127 unechten Ausfälle, welche 2,37 % der Teilnehmerzahl 2016 bilden, werden von den folgenden Analysen ausgeschlossen.

## 4.2 Univariate Analyse

In diesem Abschnitt werden die Praxen der Erhebung 2016, die auch 2017 teilgenommen haben, und die echt ausgefallenen Praxen der Erhebung 2016 deskriptiv untersucht und als Gruppen miteinander verglichen. Neben der allgemeinen univariaten Beschreibung geht es dabei um die Identifizierung von Unterschieden zwischen den beiden Gruppen bei einzelnen Merkmalen. Diese univariaten Unterschiede können erste Hinweise darauf geben, welche Merkmale in der späteren Untersuchung von Bedeutung sein werden.

Zuerst soll jedoch noch einmal auf die Zahl der Analysefälle sowie deren Herleitung eingegangen werden. Wie in Abschnitt 2.5 erwähnt, werden neben den unechten Panelausfällen noch weitere Teilnehmer von der Analyse ausgenommen. Als Erstes entfernt werden die 21 Medizinischen Versorgungszentren und 4 Praxen, bei denen die Zuordnung der Organisationsform (Einzelpraxis oder Gemeinschaftspraxis) nicht möglich war. Die Medizinischen Versorgungszentren werden zwar bei der Gesamtzahl der ZiPP-Teilnehmer mitgezählt, werden aber bei Auswertungen des Zi-Praxis-Panels nicht mit einbezogen. Als Nächstes werden 76 Praxen, die nicht das gesamte Jahr 2015 aktiv waren, ausgeschlossen, um Vergleichbarkeit bei den Angaben zum Jahresüberschuss, welche sich auf das Jahr 2015 beziehen, zu gewährleisten. Dann werden die unechten Panelausfälle ausgeschlossen. Ein unechter Panelausfall wird bereits durch die ersten beiden Reduzierungen erfasst, sodass 126 weitere Praxen herausgenommen werden. Schlussendlich werden 204 weitere Fälle (etwa 3,8 % der Teilnehmer) entfernt, welche fehlende Werte bei den ausgewählten Merkmalen wie beispielsweise Jahresüberschuss, Wochenarbeitszeit oder den Bewertungsfragen aufweisen.



Damit werden von den 5357 ZiPP-Teilnehmern 4926 Praxen für die Analyse der Panelmortalität verwendet. Von diesen 4926 Praxen der Erhebungswelle 2016 nahmen 3509 ebenfalls an der Erhebung 2017 teil, 1417 Praxen dementsprechend nicht. Das entspricht einer Panelmortalität von 28,76 % und weicht damit nur sehr gering von der in Tabelle 5 berichteten Quote vor Ausschluss der genannten Fälle (29,14 %) ab.

Zuerst werden die Gruppen anhand der metrischen Variablen verglichen, beginnend mit dem Jahresüberschuss. In Abbildung 3 sind Box-Plots des Jahresüberschusses für die Praxen der beiden Gruppen dargestellt. Wie dort zu erkennen, liegt hinsichtlich des Jahresüberschusses kein auffälliger Unterschied zwischen den ausgefallenen und den erneut teilnehmenden Praxen vor. Beide Gruppen haben einen Median-Jahresüberschuss von etwa 145 000 Euro und auch der Interquartilsabstand ist sehr ähnlich.

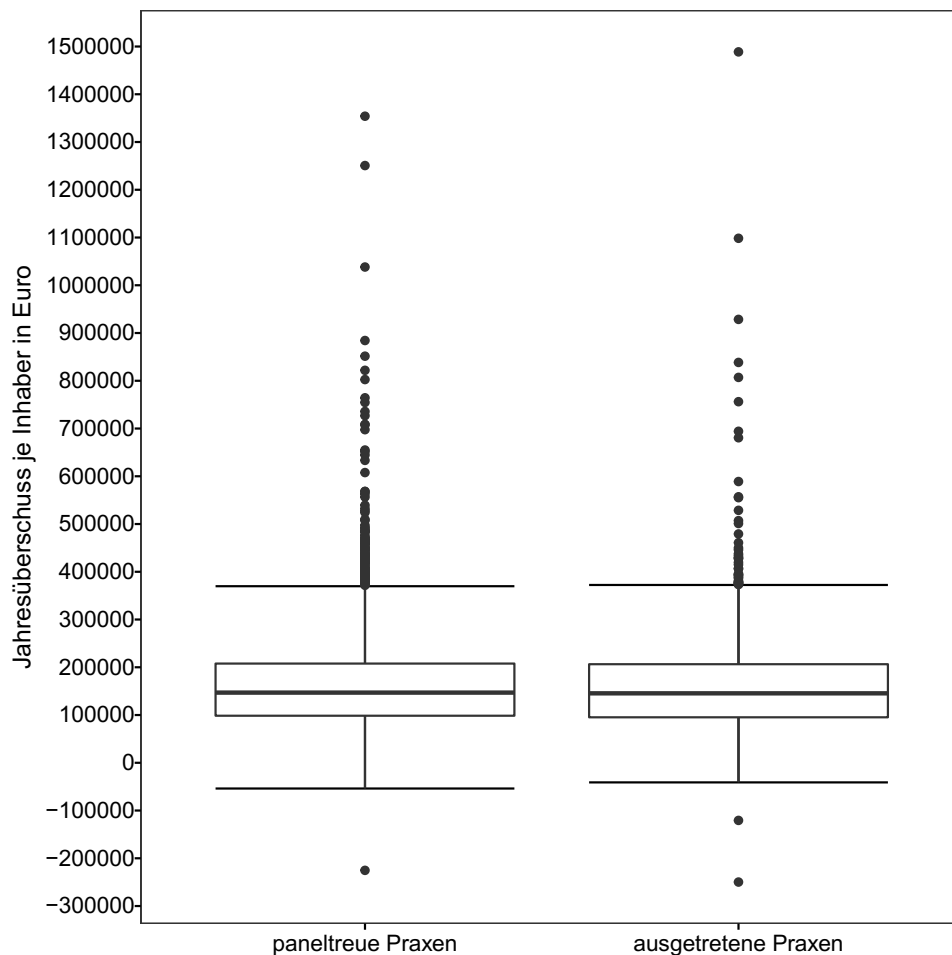


Abbildung 3: Box-Plots des Jahresüberschusses je Inhaber.

Des Weiteren sind in beiden Box-Plots einige Ausreißer zu finden. Es gibt offensichtlich in beiden Gruppen eine Reihe von Praxen, die im Jahr 2015 einen sehr hohen Jahresüberschuss relativ zu den anderen Praxen erwirtschaftet haben. Die Existenz von Extremwerten sollte mit Blick auf

die Regressionsanalyse notiert werden. Sollte der Jahresüberschuss später in die Regression mit eingehen, kann es sein, dass diese Beobachtungen einen zu großen Einfluss haben und dann noch einmal genauer betrachtet werden sollten. Dass es beim Jahresüberschuss nach oben hin extreme Werte gibt, lässt sich auch in den Tabellen 6 und 7 erkennen. In diesen Tabellen sind, nach Gruppen getrennt, deskriptive Kennzahlen für die drei metrischen Merkmale aufgestellt.

Merkmal	Minimum	Maximum	Median	Mittelwert	Std.abw.
Jahresüberschuss	-225 262	1 354 058	146 971	164 102	99 028
Wochenarbeitszeit	5	75	51	50,94	11,10
Alter	33	82	55	54,42	7,14

Tabelle 6: Deskriptive Kennzahlen für die Praxen, die auch 2017 teilgenommen haben.

Merkmal	Minimum	Maximum	Median	Mittelwert	Std.abw.
Jahresüberschuss	-249 776	1 488 730	145 451	162 723	105 972
Wochenarbeitszeit	4	75	49	49,64	11,11
Alter	34	76	54	54,04	7,35

Tabelle 7: Deskriptive Kennzahlen für die Praxen, die ausgetreten sind.

Neben dem Median ist dort auch das arithmetische Mittel gelistet. Für den Jahresüberschuss liegt in beiden Gruppen das arithmetische Mittel mit jeweils über 160 000 Euro deutlich über dem Median. Das spricht dafür, dass es einige hohe Werte gibt, die diesen Mittelwert verzerren. Anhand der Kennzahlen in den Tabellen 6 und 7 lassen sich auch die Merkmale Wochenarbeitszeit und Alter des angeschriebenen Inhabers begutachten. Bei beiden Merkmalen zeigen sich sehr leichte Unterschiede zwischen den beiden Praxisgruppen. Bei der Wochenarbeitszeit liegt der Median der Praxen, die in 2017 erneut teilgenommen haben, mit 51 Stunden zwei Stunden über dem Median der ausgeschiedenen Praxen. Beim Alter ist der Unterschied zwischen den Praxisgruppen noch geringer. Der Median-Inhaber der ausgefallenen Praxen ist mit 54 Jahren ein Jahr jünger als Median-Inhaber der paneltreuen Praxen. Auch die anderen Lageparameter sowie das Minimum und das Maximum ähneln sich bei den beiden Praxisgruppen für die Variablen sehr. Sowohl für die Wochenarbeitszeit als auch für das Alter des Teilnehmers liegen für beide Praxisgruppen der Median und das arithmetische Mittel sehr nah beieinander. Auf der Grundlage dieser Lageparameter gibt es für diese Variablen also tendenziell keine stark verzerrenden Ausreißer. Eine Tatsache, die auch mit dem üblichen beziehungsweise natürlich begrenzten Wertebereich für Wochenarbeitszeit und Alter zusammenhängt und daher möglicherweise weniger überraschend ist.

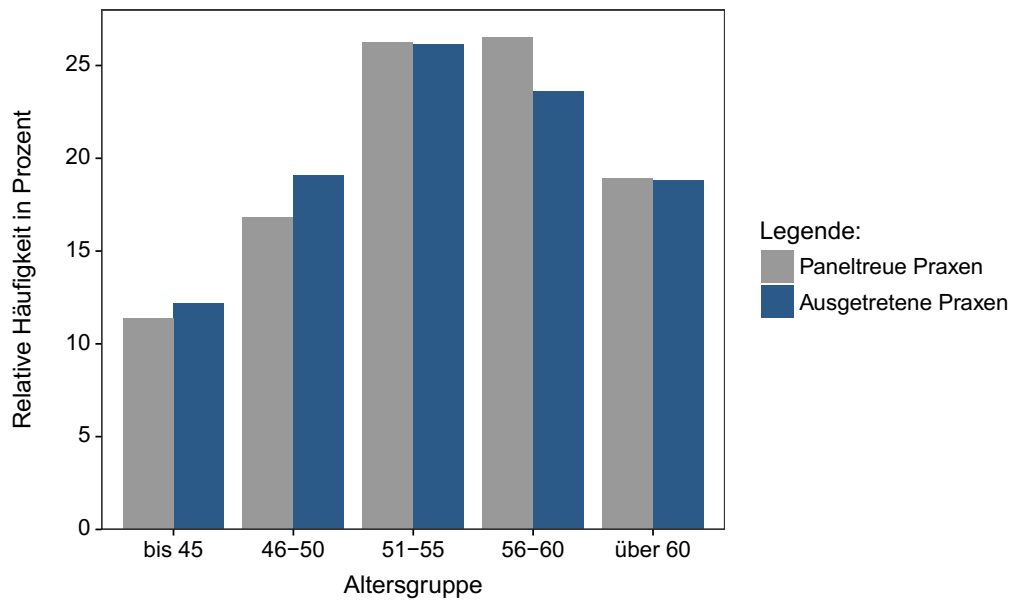


Abbildung 4: Gruppiertes Säulendiagramm für die relativen Häufigkeiten der Ausprägungen der klassierten Altersvariable.

Für das Alter wurde für die Analyse außerdem eine klassierte Variable mit fünf Altersklassen erstellt. Die relativen Häufigkeiten der Klassen für die jeweilige Praxisgruppe sind zum Vergleich in Abbildung 4 dargestellt. Dort sind nur bei zwei Altersgruppen sichtbare Unterschiede zu erkennen. Die ausgefallenen Praxen haben einen leicht höheren Anteil an Inhabern im Alter zwischen 46 und 50 Jahren, während die paneltreuen Praxen der Erhebungswelle 2016 einen leicht höheren Anteil an 56- bis 60-Jährigen angeschriebenen Inhabern haben.

Auch für die anderen kategorialen und dichotomen Variablen werden die Praxisgruppen anhand relativer Häufigkeiten der Merkmalsausprägungen verglichen.<sup>7</sup>

Der mit Abstand größte Unterschied findet sich bei der dichotomen Variable, die angibt, ob eine Praxis eine Bestandspraxis ist und schon einmal vor 2016 teilgenommen hat oder ob sie im Jahr 2016 zum ersten Mal am Zi-Praxis-Panel teilgenommen hat (siehe Abbildung 5). Von den Praxen des ZiPP 2016, die auch 2017 Angaben gemacht haben, sind über 85 % Bestandspraxen. Die ausgefallenen Praxen hingegen teilen sich in fast gleich große Gruppen für Bestandspraxen und neue Praxen, wobei auch hier die Bestandspraxen mit etwa 55 % die größere Gruppe bilden. Aufgrund des deskriptiven Vergleichs kann bereits gesagt werden, dass diese Variable mit Sicherheit in den folgenden bivariaten und multivariaten Analysen von Bedeutung sein wird.

Ebenfalls einen sichtbaren Unterschied zwischen den Praxisgruppen gibt es bei der Differenzierung nach Geschlecht (siehe Abbildung 5). Zwar sind in beiden Gruppen mehr männliche als

<sup>7</sup>Hierbei wird an dieser Stelle aus Platzgründen nur auf die Merkmale, bei denen sichtbare Unterschiede gefunden wurden, eingegangen. Für die verbleibenden Merkmale sind vergleichende gruppierte Säulendiagramme der relativen Häufigkeiten im Anhang zu finden.

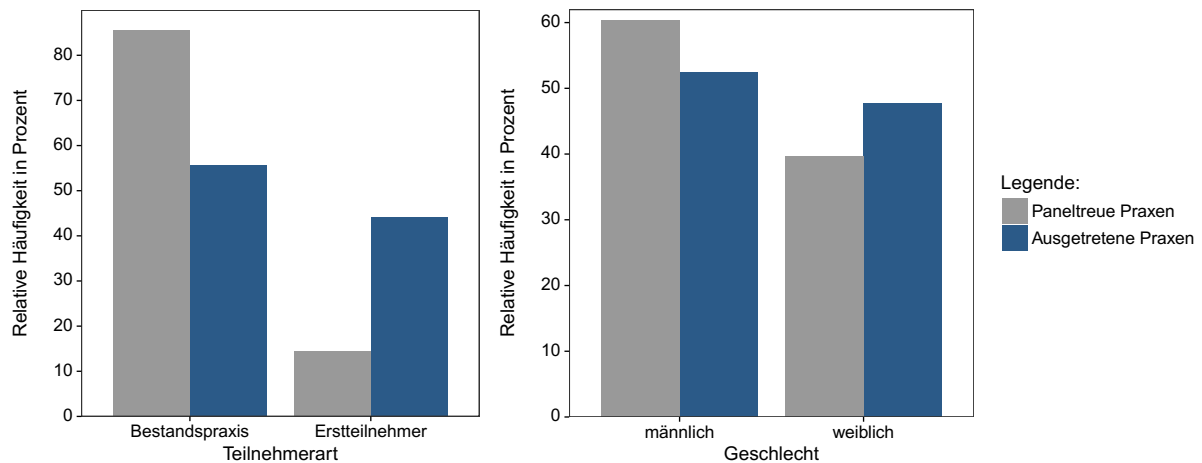


Abbildung 5: Gruppierete Säulendiagramme für die relativen Häufigkeiten der Ausprägungen der Merkmale Teilnehmerart und Geschlecht.

weibliche Teilnehmer. Allerdings liegt der Anteil der männlichen Teilnehmer bei den paneltreuen Praxen mit etwa 60 % etwas über dem entsprechenden Anteil der ausgeschiedenen Praxen. Bei den ausgefallenen Praxen gibt es ungefähr gleich viele männliche wie weibliche Inhaber.

Bei einer der Bewertungsfragen hat die Differenz zwischen den Praxisgruppen eine ähnliche Größenordnung wie beim Geschlecht. In Abbildung 6 sind die relativen Häufigkeiten für die zwei Beurteilungen des Erhebungsaufwandes des Zi-Praxis-Panels dargestellt.

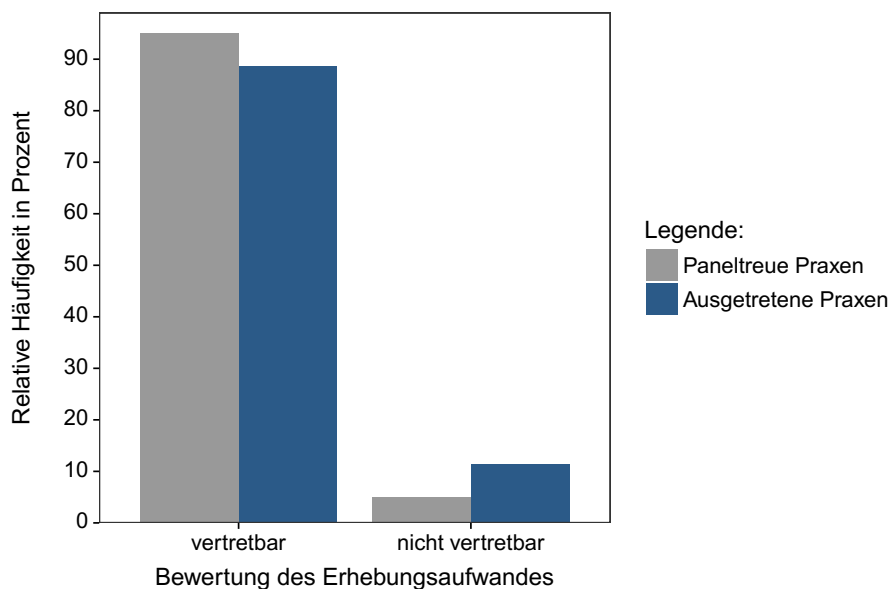


Abbildung 6: Gruppieretes Säulendiagramm für die relativen Häufigkeiten der Ausprägungen des Merkmals Beurteilung des Erhebungsaufwandes.

Bei diesem Merkmal könnte erwartet werden, dass es mit dem Panelaustritt zusammenhängt, da ein Inhaber, der den Erhebungsaufwand negativ bewertet, vermutlich eher dazu neigen wird,

nicht noch einmal teilzunehmen. Allgemein lässt sich feststellen, dass der Erhebungsaufwand von der sehr großen Mehrheit der Teilnehmer als positiv bewertet wird. Allerdings bewerten ihn mehr als 10 % der ausgefallenen Praxen negativ, während eine solche Bewertung nur bei etwa 5 % der paneltreuen Praxen vorliegt.

Die letzte Variable, auf die an dieser Stelle eingegangen werden soll, bezieht sich auf den Versorgungsbereich der Praxen. Dieses Merkmal hat vier Ausprägungen: hausärztliche Versorgung, fachärztliche Versorgung, psychotherapeutische und psychosomatische Versorgung sowie versorgungsbereichsübergreifend tätige Praxen. In Abbildung 7 lassen sich nur für zwei der Versorgungsbereiche, die fachärztliche sowie die psychotherapeutische Versorgung, nennenswerte Unterschiede zwischen den Praxisgruppen identifizieren.

Für die anderen untersuchten Merkmale wurden in der deskriptiven Analyse entweder keine oder nur geringere Unterschiede als bei den hier präsentierten Merkmalen gefunden.

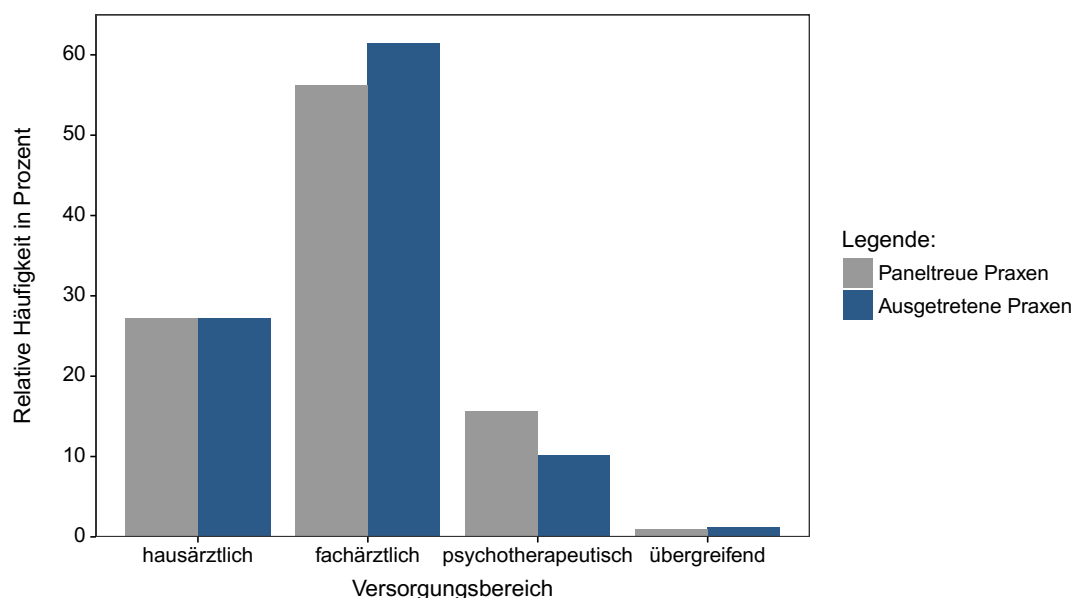


Abbildung 7: Gruppiertes Säulendiagramm für die relativen Häufigkeiten der Ausprägungen des Merkmals Versorgungsbereich.

### 4.3 Bivariate Analyse

In diesem Abschnitt sollen mit Hilfe von Phi-Koeffizienten und bedingten Austrittsquoten die Zusammenhänge zwischen dem Panelaustritt und den einzelnen Merkmalen beziehungsweise Merkmalsausprägungen bivariat untersucht werden. Mit bedingter Austrittsquote ist der Anteil gemeint, der angibt, wie viele der Praxen mit einer bestimmten Merkmalsausprägung 2017 nicht erneut teilgenommen haben.

Die in Tabelle 8 ausgewiesenen absoluten Anzahlen der Praxen, bedingten Austrittsquoten und Phi-Koeffizienten wurden mit den dichotomisierten Variablen der Merkmale berechnet. In der Tabelle werden dabei die Dummy-Variablen der Merkmalsausprägungen für die Darstellung wieder unter dem jeweiligen Merkmal zusammengefasst. Es addieren sich also die angegebenen absoluten Zahlen der Merkmalsausprägungen für jedes Merkmal auf die Gesamtzahl der Praxen sowie der Austritte.

Wie bereits im vorherigen Abschnitt festgestellt, beträgt die allgemeine Austrittsquote zwischen der Erhebung 2016 und der Erhebung 2017 unabhängig von den Merkmalen 28,76 %. Je nachdem, ob eine bedingte Austrittsquote höher oder niedriger als diese unbedingte Quote ist, spricht das entweder für einen positiven oder negativen Zusammenhang einer Merkmalsausprägung mit dem Panelaustritt. Dieser Zusammenhang wird durch die Phi-Koeffizienten ausgedrückt, welche zwischen  $-1$  und  $+1$  liegen und so negative und positive Zusammenhänge signalisieren. Von den Phi-Koeffizienten sind jene, die auf dem 5-prozentigen Signifikanzniveau signifikant sind, in der Tabelle fett gedruckt.

Bei Betrachtung der Tabelle ist festzustellen, dass die bivariate Analyse im Wesentlichen die Ergebnisse der univariaten Analyse bestätigt. Jedes Merkmal, bei dem eine Merkmalsausprägung einen signifikanten Phi-Koeffizienten aufweist, fiel bereits in der deskriptiven Analyse auf. Dementsprechend zeigen sich bei der Variable, welche angibt, ob eine Praxis eine Bestandspraxis oder neu im Panel ist, die mit Abstand größten Phi-Koeffizienten mit einem Betrag von 0,32. Damit zusammenhängend hat die Gruppe der neuen Praxen außerdem mit etwa 55 % die höchste bedingte Austrittsquote und die Bestandspraxen haben mit etwas mehr als 20 % die geringste Austrittsquote. Eine ähnlich niedrige Austrittsquote weisen die Praxen auf, die zur psychotherapeutischen und psychosomatischen Versorgung gehören.

Neben der Erstteilnahme hängen das weiblichen Geschlecht, die negative Bewertung des Erhebungsaufwandes und die Zuordnung zur fachärztlichen Versorgung signifikant positiv mit dem Panelaustritt zusammen.

Von den Altersklassen-Dummy-Variablen hat nur die der Inhaber zwischen 56 und 60 Jahren einen signifikanten Phi-Koeffizienten. Dieser spiegelt einen negativen Zusammenhang mit dem Panelaustritt wider.

Auch bei den metrischen Variablen Jahresüberschuss und Wochenarbeitszeit, welche in Form von dichotomen Quartilsvariablen für das jeweils erste und vierte Quartil untersucht werden, spiegeln die bivariaten Ergebnisse die univariate Analyse wider. Während beim Jahresüberschuss je Inhaber keine der beiden Quartile signifikant mit dem Panelaustritt zusammenhängt, besteht zwischen der Wochenarbeitszeit und dem Panelaustritt offenbar ein signifikanter Zusammenhang.

Die Praxen mit besonders hoher Arbeitszeit haben eine sichtbar geringere Ausfallquote, die mit besonders niedriger Arbeitszeit wiederum eine höhere Ausfallquote.

Merkmal	Merkmalsausprägung	Praxen	Abgänge	Panel- austritts- quote	Phi- Koeffizient
Gesamt		4926	1417	28,76 %	
Teilnehmerart	Bestandspraxis	3793	790	20,83 %	<b>-0,3208</b>
	Erstteilnahme	1133	627	55,34 %	<b>0,3208</b>
Organisationsform	Einzelpraxis	3936	1124	28,56 %	-0,0092
	Gemeinschaftspraxis	990	293	29,60 %	0,0092
Regionstyp	Stadt	1822	549	30,13 %	0,0231
	Land	984	265	26,93 %	-0,0203
	Umland	2120	603	28,44 %	-0,0062
Versorgungsraum	Nord	821	241	29,35 %	0,0058
	Ost	1181	351	29,72 %	0,0118
	Süd	1632	473	28,98 %	0,0034
	West	1292	352	27,24 %	-0,0200
Versorgungsbereich	hausärztlich	1342	386	28,76 %	-0,0001
	fachärztlich	2843	870	30,60 %	<b>0,0474</b>
	psychotherapeutisch	692	144	20,81 %	<b>-0,0711</b>
	übergreifend tätig	49	17	34,69 %	0,0131
Geschlecht	männlich	2858	742	25,96 %	<b>-0,0728</b>
	weiblich	2068	675	32,64 %	<b>0,0728</b>
Alter	bis 45 Jahre	573	173	30,19 %	0,0114
	46 – 50 Jahre	862	271	31,44 %	0,0272
	51 – 55 Jahre	1293	371	28,69 %	-0,0010
	56 – 60 Jahre	1266	335	26,46 %	<b>-0,0299</b>
	über 60 Jahre	932	267	28,65 %	-0,0013
Bewertung der Situation als Vertragsarzt	positiv	3472	984	28,34 %	-0,0145
	negativ	1454	433	29,78 %	0,0145
Bewertung des Erhebungsaufwandes	vertretbar	4587	1255	27,36 %	<b>-0,1142</b>
	nicht vertretbar	339	162	47,79 %	<b>0,1142</b>
Teilnahme an besonderen Versorgungsformen	ja	2653	794	29,93 %	0,0277
	nein	2273	623	27,41 %	-0,0277
Software-Tool für Steuerberater	benutzt	1786	499	27,94 %	-0,0137
	nicht benutzt	3140	918	29,24 %	0,0137
Jahresüberschuss	1. Quartil	1226	372	30,34 %	0,0201
	4. Quartil	1240	351	28,31 %	-0,0059
Wochenarbeitszeit	1. Quartil	1155	372	32,21 %	<b>0,0421</b>
	4. Quartil	1270	329	25,91 %	<b>-0,0372</b>

Tabelle 8: Abgänge zwischen 2016 und 2017, Austrittsquoten und Phi-Koeffizienten nach Merkmalsausprägungen.

Insgesamt fällt auf, dass, mit Ausnahme der Variable, die angibt, ob es sich um eine Bestandspraxis handelt, bei den Phi-Koeffizienten keine nennenswerten Beträge erreicht werden. Damit existieren nach klassischen Interpretationen von Assoziations- und Korrelationsmaßen nahezu ausschließlich schwache und sehr schwache Zusammenhänge. Wie bereits in Abschnitt 3.1 ausgeführt, können aber die Beträge der Phi-Koeffizienten bei schiefen Randverteilungen kleiner ausfallen. Da in Tabelle 8 schiefe Randverteilungen deutlich zu erkennen sind, wird das auch eine Ursache der kleinen Koeffizienten sein. Allerdings sprechen die bedingten Austrittsquoten, die bis auf wenige Variablen nah bei der unbedingten Quote von 28,76 % liegen, dafür, dass es sich größtenteils tatsächlich um schwache bis sehr schwache Zusammenhänge handelt. Dass die mitunter betragsmäßig sehr kleinen Phi-Koeffizienten trotzdem auf dem gewählten 5-prozentigen Signifikanzniveau signifikant sind, liegt an der recht großen Fallzahl  $n = 4926$ , da die Signifikanzprüfung über die Prüfgröße  $n\phi^2$  erfolgt (siehe Abschnitt 3.1).

Die kleinsten Phi-Koeffizienten finden sich erwartungsgemäß bei jenen Merkmalen, die in der deskriptiven Analyse kaum Unterschiede zwischen den paneltreuen Praxen und den ausgeschiedenen Praxen aufwiesen. Das sind unter anderem die Merkmale Organisationsform, Versorgungsraum sowie Nutzung des Software-Tools für Steuerberater. Diese Variablen werden vermutlich während der Regressionsanalyse keine große Rolle spielen. Auch die schwachen Zusammenhänge bei den meisten anderen Variablen geben mit Blick auf die folgende Regressionsanalyse einen Hinweis. Sie lassen vermuten, dass sich der Panelaustritt auch multivariat mit den vorhandenen Merkmalen nicht besonders gut modellieren lassen wird.

Ein weiterer Aspekt, der anhand der Tabelle 8 begutachtet werden kann, betrifft die Fallzahl der einzelnen Variablen. Vor der logistischen Regression sollte ein Blick auf die Kontingenztafeln zwischen der abhängigen und den unabhängigen Variablen geworfen werden. Dabei sollten jene beachtet werden, bei denen in eine der vier Zellen eine 0 steht. Die Existenz solcher Zellen führt bei den meisten statistischen Computerprogrammen für die logistische Regression zu Problemen (vgl. Hosmer und Lemeshow 2000, S. 93). Da sich die Kontingenztafeln der Variablen im Wesentlichen aus den absoluten Anzahlen in Tabelle 8 ergeben, lässt sich dies für den verwendeten Datensatz ausschließen. Es gibt keine Merkmalsausprägung, bei welcher die Kontingenztafel zwischen Panelaustritt und Merkmalsausprägung eine Zelle mit 0 hätte. Allerdings fällt auf, dass es mit 49 Praxen besonders wenige übergreifend tätige Praxen gibt, und damit absolut auch nur sehr wenige Ausfälle dieser Praxenart (17 ausgeschiedene Praxen) analysiert werden können. Wenngleich es nicht zu softwaretechnischen Problemen führen wird, sollte dies bei der folgenden Analyse bedacht werden.



## 4.4 Regressionsanalyse

In diesem Abschnitt wird die Analyse der Panelausfalls mithilfe der logistischen Regression ausgeführt. Dabei wird zuerst die Variablenauswahl und schrittweise Formulierung eines Logit-Modells für den Panelaustritt erläutert. Darauf folgend soll das am Ende des vorherigen Schrittes ausgewählte Modell untersucht, geprüft und beurteilt werden. Schlussendlich wird das Modell der Einflussfaktoren der Panelmortalität interpretiert.

### 4.4.1 Modellbildung

Bevor der Modellbildungsprozess erläutert wird, soll kurz auf zwei Dinge eingegangen werden. Einerseits soll darauf hingewiesen werden, dass die metrischen Variablen transformiert wurden, um aussagekräftigere Koeffizienten und Odds Ratios zu erhalten. Die Variable für den Jahresüberschuss je Inhaber wird von hier an in „zehntausend Euro“ anstatt in „Euro“ gemessen. Die Werte der Variablen für die Wochenarbeitszeit und das Alter wurden jeweils durch zehn geteilt und werden daher nun in den Einheiten „zehn Stunden“ beziehungsweise „zehn Jahren“ gemessen. Andererseits werden die beiden Gütemaße vorgestellt, anhand welcher bei mehreren Modellen für den Panelaustritt die Modellauswahl getroffen wird (vgl. zu den folgenden Ausführungen Backhaus et al. 2018, S. 314–315). Dies geschieht zum einen anhand des Akaiken Informationskriteriums

$$AIC = -2LL + 2k \quad ,$$

wobei  $LL$  die maximierte Log-Likelihood eines Modells und  $k$  die Anzahl der Parameter im Modell ist. Der Korrekturgröße  $2k$  sorgt dafür, dass die Komplexität eines Modells in das Kriterium mit einfließt und übermäßig komplexe Modelle bestraft werden.

Zum anderen wird das Bayesianische Informationskriterium

$$BIC = -2LL + \log(n) \cdot k$$

für die Modellauswahl herangezogen. Bei diesem Informationskriterium hängt die Korrekturgröße nicht nur von der Anzahl der Parameter  $k$ , sondern auch von der Zahl der untersuchten Beobachtungen  $n$  ab. Beim BIC werden übermäßig komplexe Modelle demnach bereits ab einem Stichprobenumfang von  $n = 8$  stärker bestraft als beim AIC.

Mit diesen Kennzahlen lassen sich verschiedene Modelle mit verschiedenen unabhängigen Variablen und Parametern vergleichen, solange die Modelle auf dem gleichen Datensatz basieren. Beim Vergleich zweier Modelle mithilfe des Akaiken oder Bayesianischen Informationskriteriums gilt, dass das Modell mit dem geringeren Wert für das AIC beziehungsweise das BIC zu bevorzugen ist.

Die Variablenauswahl und damit der Modellbildungsprozess erfolgt in dieser Arbeit nach einem Ansatz, der von Hosmer und Lemeshow (2000) detailliert wurde. Dabei werden im ersten Schritt univariate logistische Regressionsmodelle für jedes mögliche unabhängige Merkmal gebildet.

In Tabelle 9 sind die Ergebnisse dieser univariaten Regressionen zusammengefasst. Hierbei wird der Einfachheit halber darauf verzichtet, für die univariaten Modelle der kategorialen Variablen klassiertes Alter, Regionstyp, Versorgungsraum und Versorgungsbereich die Koeffizienten für die einzelnen Kategorien-Dummy-Variablen aufzulisten.

	Koeffizient	Std.fehler	OR	LLR	df	p-Wert
JUeberschuss	-0,0013	0,0031	0,9986	0,19	1	0,6639
WoStdmitPMuFB	-0,1053	0,0284	0,9001	13,78	1	0,0002
Alter	-0,0734	0,0437	0,9292	2,82	1	0,0930
altersgr				6,86	4	0,1434
tn16_neu	1,5497	0,0719	4,7103	472,37	1	<0,0001
geschlecht_m	-0,3234	0,0634	0,7273	25,97	1	<0,0001
orgaform_ep	-0,0504	0,0781	0,9509	0,42	1	0,5194
regionstyp				3,39	2	0,1836
vr				2,17	3	0,5373
vb				28,23	3	<0,0001
tnbesversorgung_ja	0,1233	0,0633	1,1312	3,80	1	0,0513
software_genutzt	-0,0635	0,0657	0,9385	0,94	1	0,3334
bew_situation_neg	0,0698	0,0686	1,0723	1,03	1	0,3098
bew_erhaufwand_neg	0,8879	0,1137	2,4300	58,95	1	<0,0001

Tabelle 9: Ergebnisse der univariaten logistischen Regressionen, OR = Odds Ratio, *LLR* = Teststatistik des Likelihood-Ratio-Tests, df = Anzahl der Freiheitsgrade der  $\chi^2$ -Verteilung, welche für den jeweiligen Likelihood-Ratio-Test herangezogen wird.

Relevant ist in diesem Schritt und in der Tabelle vor allem das Ergebnis des Likelihood-Ratio-Tests für jedes univariate Modell. Anhand dieses Testes werden daraufhin die Merkmale für das erste multivariate Regressionsmodell ausgewählt. Dabei stellt sich die Frage, welches Signifikanzniveau beziehungsweise welcher p-Wert in diesem Schritt als Bedingung für die Auswahl herangezogen werden soll. Hosmer und Lemeshow (2000, S.95) empfehlen, einen p-Wert von 0,25 als Kriterium zu nehmen, da bei einem geringeren Schwellenwert wie etwa 0,05 die Gefahr bestünde, bedeutsame Variablen vorschnell zu entfernen.<sup>8</sup>

Auf Basis dieses Kriteriums qualifizieren sich, wie in Tabelle 9 abzulesen, folgende Merkmale für das erste multivariate Modell: Wochenarbeitszeit, Alter, Erstteilnahme am ZiPP, Geschlecht, Regionstyp, Versorgungsbereich, Teilnahme an besonderen Versorgungsformen und Bewertung des

<sup>8</sup>Sie basieren diese Empfehlung auf den Untersuchungen von Bendel und Afifi (1977) sowie Mickey und Greenland (1989).

Erhebungsaufwandes. Für das Merkmal Alter kommt sowohl die klassierte kategoriale Variable mit fünf Altersklassen als auch die unklassierte metrische Variable des Alters für das multivariate Modell in Frage. Es wurde die metrische Variable ausgewählt, da eine Klassierung in der Regel mit einem Informationsverlust verbunden ist. Daneben weist der Likelihood-Ratio-Test bei den beiden univariaten Altersmodellen bei der metrisch skalierten unabhängigen Variable einen geringeren p-Wert auf. Das erste multivariate Modell der gewählten Merkmale ist auf der linken Seite von Tabelle 10 zusammengefasst.

	<i>Abhängige Variable:</i>	
	tn17nicht	
	(1)	(2)
WoStdmitPMuFB	−0,064** (0,031)	−0,066** (0,031)
Alter	0,150*** (0,048)	0,150*** (0,048)
tn16_neu	1,552*** (0,076)	1,552*** (0,076)
geschlecht_m	−0,221*** (0,070)	−0,222*** (0,070)
regionstyp_stadt	0,063 (0,075)	
regionstyp_land	−0,008 (0,093)	
vb_fachaerztlich	0,290*** (0,087)	0,306*** (0,079)
vb_psycho	−0,318** (0,138)	−0,292** (0,121)
vb_uebergreifend	0,573* (0,322)	0,596* (0,320)
tnbesversorgung_ja	−0,025 (0,080)	
bew_erhaufwand_neg	0,750*** (0,123)	0,749*** (0,122)
Konstante	−1,905*** (0,323)	−1,902*** (0,311)
Beobachtungen	4926	4926
Log-Likelihood	−2673,0	−2673,5
LR-Statistik	565,64*** (df = 11)	564,63*** (df = 8)
Akaike Inf. Crit.	5370	5365
Bayesian Inf. Crit.	5448	5423
Pseudo- $R^2$ (McFadden)	0,0957	0,0955
<i>Legende:</i> *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01		

Tabelle 10: Ergebnisse der ersten beiden multivariaten Modelle, in Klammern stehen die Standardfehler der Koeffizienten.

Aus diesem Modell werden nun alle Merkmale ausgeschlossen, deren geschätzte Koeffizienten laut Wald-Test nicht auf dem 5-prozentigen Signifikanzniveau signifikant sind, und es wird ein neues, reduziertes Modell geschätzt. Dieses reduzierte Modell ist auf der rechten Seite von Tabelle 10 zu finden.

Beim Vergleich der beiden Modelle weist das reduzierte Modell ein leicht geringeres AIC und deutlich geringeres BIC auf und ist damit zu bevorzugen. Daneben sollten die geschätzten Ko-

effizienten der Variablen, die in beiden Modellen enthalten sind, verglichen werden. Wenn sich diese stark unterscheiden, ist dies ein Hinweis darauf, dass eine oder mehrere der ausgeschlossenen Variablen möglicherweise doch von Bedeutung sind, um die Effekte der anderen Variablen zu korrigieren (vgl. Hosmer und Lemeshow 2000, S. 97). Bei Betrachtung der beiden Modelle in Tabelle 10 lassen sich keine deutlichen Änderungen in den geschätzten Koeffizienten bei Reduzierung des Modells feststellen.

Als Nächstes schlagen Hosmer und Lemeshow (2000, S. 97) vor, jene Variablen, die auf Basis der univariaten Modelle nicht ausgewählt wurden, einzeln zum reduzierten Modell hinzuzufügen. Damit sollen Variablen identifiziert werden, die zwar alleine keinen signifikanten Beitrag leisten, aber im Dasein anderer Variablen schon. Die Merkmale Jahresüberschuss, Nutzung des Softwaretools, Organisationsform, Versorgungsraum und Bewertung der Situation insgesamt erwiesen sich allerdings auch bei Hinzunahme zum reduzierten Modell als nicht bedeutsam.

Das reduzierte Ausgangsmodell mit den Merkmalen Wochenarbeitszeit, Alter, Erstteilnahme am ZiPP, Geschlecht, Versorgungsbereich und Bewertung des Erhebungsaufwandes als unabhängige Variablen bildet daher die Grundlage für die weitere Analyse.

Im nächsten Schritt soll die Linearitätsannahme überprüft werden. Wie in Abschnitt 3.2 ausgeführt, wird bei der logistischen Regression Linearität in den Logits angenommen. Diese Annahme gilt es für die metrisch skalierten Variablen Alter und Wochenarbeitszeit zu überprüfen. Dazu wird in Anlehnung an Hosmer und Lemeshow (2000, S. 99) einerseits visuell ein Streudiagramm verwendet, das erste Hinweise auf die Beziehung zwischen Logit und metrischer Variable geben kann. Andererseits werden Modelle mit gebrochenen Polynomen getestet, um festzustellen, ob sich die Beziehung mit diesen Polynomen eventuell besser modellieren lässt als mit einem linearen Term.

Für die erste visuelle Überprüfung mittels Streudiagramm wird eine univariate lokale lineare Regression zwischen dem Panelaustritt und der metrischen Variable geschätzt.<sup>9</sup> Daraufhin wird das Ergebnis dieses Modells in der Logit-Transformation den Werten der metrischen Variable in einem Streudiagramm gegenübergestellt. Für die Variable des Alters ist dieses Streudiagramm links in Abbildung 8 dargestellt. Dabei lassen sich leichte Nichtlinearität sowie ein deutlicher Ausreißer erkennen. Allerdings ist die Nichtlinearität in den Logits nicht stark ausgeprägt, sodass der lineare Term den Zusammenhang eventuell hinreichend modelliert. Das Streudiagramm für die Variable der Wochenarbeitszeit ist rechts in Abbildung 8 abgebildet. Hier ist die Nichtlinearität deutlicher zu erkennen. Auch bei der Wochenarbeitszeit existieren zwei Werte, die weit weg von den anderen liegen. Zudem befindet sich der Großteil der Punkte auf einer relativ geraden

---

<sup>9</sup>Hierfür wurde das lokale lineare Regressionsmodell LOESS (locally estimated scatterplot smoothing) verwendet.

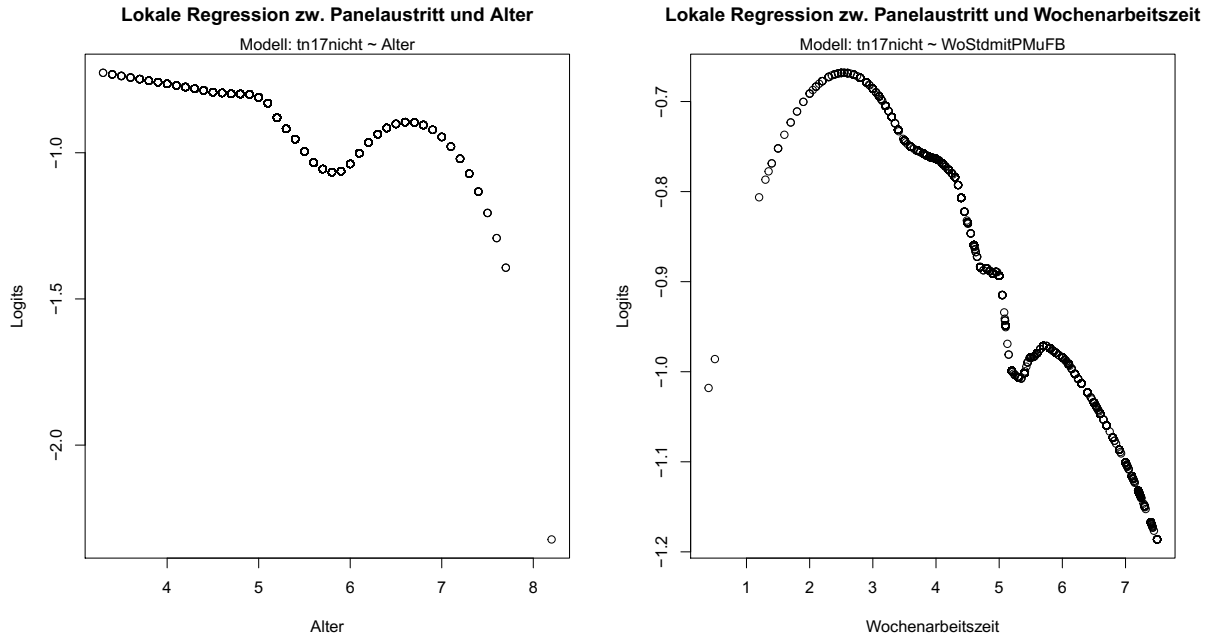


Abbildung 8: Streudiagramme der gefitteten Werte der lokalen Regressionsmodelle in der Logit-Transformation für Alter und Wochenarbeitszeit.

fallenden Linie. Daher kann es sein, dass sich auch für die Wochenarbeitszeit der Zusammenhang am ehesten mit einem linearen Term modellieren lässt.

Um für die beiden Variablen zu prüfen, ob nicht-lineare Terme den Einfluss der Variablen im Modell besser abbilden, werden separat Modelle getestet, in denen eine der metrischen Variablen in Form von gebrochenen Polynomen eingeht.<sup>10</sup> Die jeweils anderen Variablen des reduzierten Modells aus Tabelle 10 bleiben dabei unverändert in den Modellen. Bei der von Royston und Altman (1994) entwickelten Methode der gebrochenen Polynome (engl. fractional polynomials) werden im ersten Schritt vier Modelle gebildet (vgl. zu den folgenden Ausführungen Hosmer und Lemeshow 2000, S. 100–104 sowie Ambler und Benner 2015, S. 6–7). Ein Modell ohne die zu untersuchende metrische Variable, welches in diesem Kontext auch Null-Modell genannt wird. Ein Modell, in das die metrische Variable als linearer Term eingeht, welches hier lineares Modell genannt wird. Im dritten Modell wird die Variable in Form eines gebrochenen Polynoms ersten Grades berücksichtigt und in das vierte Modell geht die Variable in Form eines gebrochenen Polynoms zweiten Grades ein. Hierbei werden die besten Potenzen der Polynomterme aus einer kleinen Menge von möglichen Werten anhand der Log-Likelihood ausgewählt.<sup>11</sup> Im zweiten Schritt wird dann das Modell mit dem gebrochenen Polynom zweiten Grades mit den anderen drei Modellen verglichen. Ob dieses Modell im Vergleich zu dem Modell ohne die Variable, dem

<sup>10</sup>Hierfür wurde das R-Paket `mfp` verwendet (vgl. Ambler und Benner 2015).

<sup>11</sup>Die besten Potenzen werden aus der Menge  $\{-2; -1; -0.5; 0; 0.5; 1; 2; 3\}$  ausgewählt.

linearen Modell oder dem Modell mit dem gebrochenen Polynom ersten Grades eine Verbesserung darstellt, wird dabei mithilfe des Unterschieds in der Devianz über die  $\chi^2$ -Verteilung getestet. Anhand der Ergebnisse dieser Tests kann beurteilt werden, ob sich eine Variable nicht-linear besser modellieren lässt.

Variable	Art der Berücksichtigung	(vs.)	p-Wert	Potenz	(vs.)
Alter	Nicht im Modell	FP2	0,0336		-2; 3
	Linear	FP2	0,9268	1	-2; 3
	FP1	FP2	0,9278	-1	-2; 3
WoStdmitPMuFB	Nicht im Modell	FP2	0,2281		-2; 3
	Linear	FP2	0,7643	1	-2; 3
	FP1	FP2	0,5988	2	-2; 3

Tabelle 11: Ergebnisse der Tests zwischen der Modellierung mit gebrochenem Polynom zweiten Grades und den anderen Modellierungsmöglichkeiten, FP1 = gebrochenes Polynom ersten Grades, FP2 = gebrochenes Polynom zweiten Grades.

Die Ergebnisse der Untersuchung der Modelle mit einer metrischen Variable in Form von gebrochenen Polynomen sind in Tabelle 11 aufgeführt. Dort sind neben den p-Werten der Tests auch die gewählten Potenzen der gebrochenen Polynome aufgeführt. In der Tabelle ist vor allem der Test zwischen nicht-linearer Modellierung mittels gebrochenem Polynom zweiten Grades und linearer Modellierung relevant. Sowohl für das Alter als auch für die Wochenarbeitszeit liegt der p-Wert dieses Tests weit über 0,05. Das bedeutet, dass für beide Variablen die nicht-lineare Modellierung im reduzierten Modell deutlich nicht signifikant besser ist als die lineare Modellierung. Daher bleiben die beiden metrischen Variablen als lineare Terme im Logit-Modell.

Im letzten Schritt des Modellbildungsprozesses werden Interaktionen zwischen den bisher ausgewählten unabhängigen Variablen untersucht. Im Zuge dessen wurden alle möglichen Interaktionen einzeln zum reduzierten Modell hinzugefügt und auf Signifikanz geprüft. Dabei stellte sich nur eine Interaktion als signifikant heraus: die Interaktion zwischen dem Alter und der Dummy-Variable, die eine Erstteilnahme signalisiert (tn16\_neu). Das Modell mit dem zusätzlichen Interaktionsterm ist in Tabelle 12 zusammengefasst. Dieses Modell stellt nach dem Akaiken und dem Bayesianischen Informationskriterium eine Verbesserung dar, was für die Bedeutung der Interaktion spricht. Auch zu sehen ist, dass bei Hinzunahme des Interaktionsterms die Koeffizienten für die einzelnen Variablen Alter und tn16\_neu nicht mehr auf dem 5- oder 10-prozentigen Signifikanzniveau signifikant sind.

	<i>Abhängige Variable:</i>
	tn17nicht
WoStdmitPMuFB	−0,068** (0,031)
Alter	0,079 (0,059)
tn16_neu	0,495 (0,529)
geschlecht_m	−0,224*** (0,070)
vb_fachaerztlich	0,314*** (0,079)
vb_pscho	−0,273** (0,121)
vb_uebergreifend	0,627* (0,320)
bew_erhaufwand_neg	0,740*** (0,123)
Alter*tn16_neu	0,199** (0,099)
Konstante	−1,501*** (0,368)
Beobachtungen	4926
Log-Likelihood	−2671,4
LR-Statistik	568,7*** (df = 9)
Akaike Inf. Crit.	5363
Bayesian Inf. Crit.	5428
Pseudo- $R^2$ (McFadden)	0,0962
<i>Legende:</i>	*p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01

Tabelle 12: Zusammenfassung des geschätzten Modells mit Interaktion zwischen Alter und tn16\_neu, in Klammern stehen die Standardfehler der Koeffizienten.

Da es keine weiteren signifikanten Interaktionen gibt, ist das Modell in Tabelle 12 das finale Modell für den Panelaustritt, welches im folgenden Abschnitt überprüft wird. Es wird also für den Panelaustritt zwischen den Erhebungswellen 2016 und 2017 ein Logit-Modell

$$P(tn17nicht_i = 1) = \frac{\exp(\eta_i)}{1 + \exp(\eta_i)}$$

mit dem linearen Prädiktor

$$\begin{aligned} \eta_i = & \beta_0 + \beta_1 \cdot WoStdmitPMuFB_i + \beta_2 \cdot Alter_i + \beta_3 \cdot tn16\_neu_i + \beta_4 \cdot geschlecht\_m_i \\ & + \beta_5 \cdot vb\_fachaerztlich_i + \beta_6 \cdot vb\_pscho_i + \beta_7 \cdot vb\_uebergreifend_i \\ & + \beta_8 \cdot bew\_erhaufwand\_neg_i + \beta_9 \cdot Alter_i \cdot tn16\_neu_i \end{aligned}$$

ausgewählt und geschätzt.

#### 4.4.2 Prüfung des Modells

Im Rahmen der Prüfung und Beurteilung des gebildeten Logit-Modells für den Panelaustritt soll zunächst auf die möglichen Bindungen zwischen den ausgewählten unabhängigen Variablen eingegangen werden. Wie bei der linearen Regression darf bei der logistischen Regression keine Multikollinearität vorliegen. Als Multikollinearität bezeichnet man eine Abhängigkeit zwischen mindestens zwei unabhängigen Variablen. Ob sich in einem Modell eine unabhängige Variable als Funktion anderer unabhängiger Variablen darstellen lässt, kann mit dem Varianzinflationsfaktor überprüft werden. Der Varianzinflationsfaktor für jede unabhängige Variable  $i$  ist definiert als:

$$VIF_i = \frac{1}{1 - R_i^2} \quad ,$$

wobei  $1 - R_i^2$  als Toleranz bezeichnet wird. Hierbei ergibt sich  $R_i^2$  aus einer Regression der unabhängigen Variable  $i$  auf die anderen unabhängigen Variablen im Modell.

Bei der Beurteilung von Varianzinflationsfaktoren existieren verschiedene Daumenregeln. Ein maximaler Varianzinflationsfaktor größer 10 ist ein Hinweis auf starke Multikollinearität im untersuchten Modell (vgl. Kutner et al. 2004, S. 409). Eine Toleranz kleiner 0,2 und dementsprechend ein Varianzinflationsfaktor größer 5 gibt Anlass zur Sorge, dass zumindest milde Multikollinearität vorliegt (vgl. Menard 1995, S. 66).

Für das finale Modell liegen die Varianzinflationsfaktoren für alle unabhängigen Variablen nur etwas über 1 und der maximale Varianzinflationsfaktor beträgt 1,33. Es gibt demnach auf Basis der Varianzinflationsfaktoren keine Hinweise auf Multikollinearität im gewählten Modell.<sup>12</sup>

Als Nächstes soll das Modell auf Ausreißer und einflussreiche Beobachtungen untersucht werden. Um mögliche Ausreißer zu identifizieren werden die Residuen, also die Differenz zwischen beobachtetem Wert und geschätzter Wahrscheinlichkeit für den Panelaustritt, für jede Beobachtung, analysiert. Als mögliche Ausreißer gelten Beobachtungen mit einem standardisierten Residuum nach Pearson, dessen absoluter Wert größer 2 ist (vgl. Backhaus et al. 2018, S. 302–304). In Abbildung 9 ist ein Streudiagramm der standardisierten Residuen nach Pearson für das gewählte Logit-Modell zu finden. Hierbei sind die Erstteilnehmer der Erhebungswelle 2016 rot markiert und die Bestandspraxen sind dementsprechend schwarz markiert.

Dabei fallen zwei Aspekte beziehungsweise vier Gruppen von Beobachtungen besonders auf. Zum einen ist eine deutliche Trennung zwischen den Bestandspraxen und den neuen Praxen festzustellen. Diese deutlichen Unterschiede in den Residuen und geschätzten Werten spricht dafür, dass die Variable `tn16_neu`, die eine neue Praxis signalisiert, einen sehr großen Einfluss auf die

---

<sup>12</sup>Im Anhang ist eine Tabelle mit den Varianzinflationsfaktoren für die unabhängigen Variablen des finalen Modells zu finden.



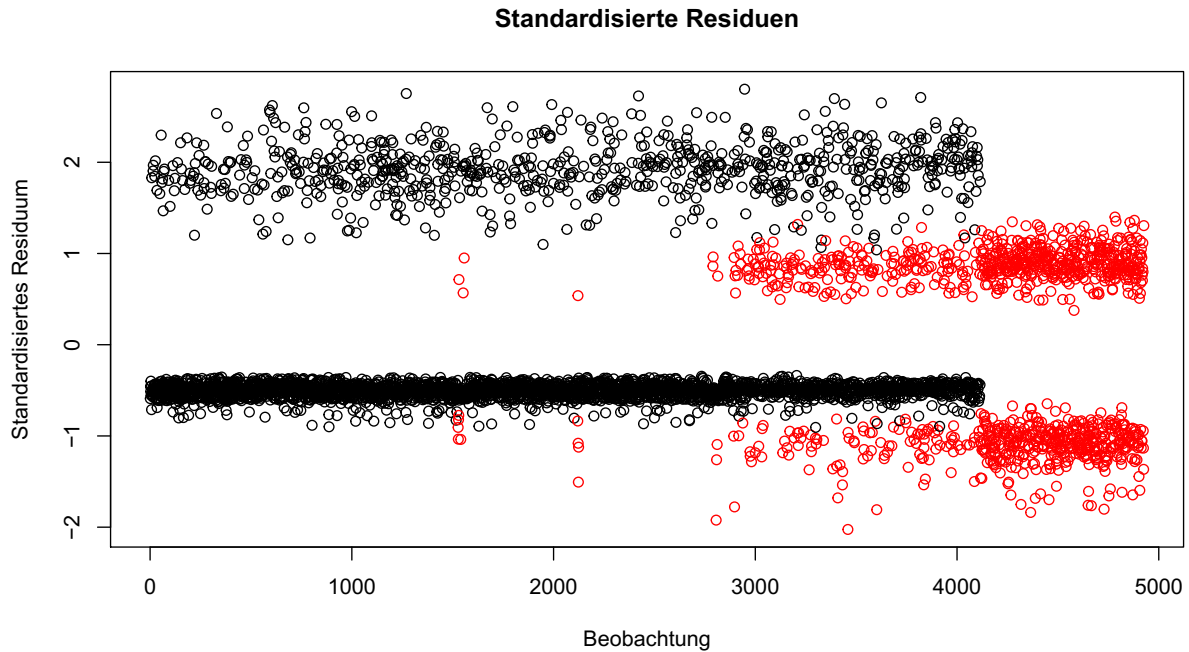


Abbildung 9: Standardisierte Residuen im finalen Logit-Modell für den Panelaustritt.

Schätzung hat. Das war bereits aus der vorangegangenen Analyse absehbar, da diese Variable in jedem Analyseschritt am auffälligsten war. Zum anderen sind in Abbildung 9 getrennt für die Bestandspraxen und neuen Praxen jeweils zwei Gruppen von Beobachtungen zu erkennen, deren standardisierte Residuen weit auseinander liegen. Dieses Bild lässt sich mithilfe der geschätzten Werte erklären. Das gewählte Modell schätzt, bei sichtbarer Unterscheidung zwischen Bestandspraxen und neuen Praxen, nur Wahrscheinlichkeiten in einem kleinen Wertebereich.<sup>13</sup> Dadurch sind die Differenzen zwischen den geschätzten Werten und den tatsächlichen Werten (0 oder 1), die Residuen, je nach tatsächlichem Wert, sehr ähnlich. Diese auf dem tatsächlichen Wert der abhängigen Variable bedingte Homogenität der Residuen zeigt sich auch in den standardisierten Residuen. Für die Bestandspraxen beispielweise ergeben sich die weit auseinander liegenden Balken in Abbildung 9 daraus, dass für alle Bestandspraxen zwar recht ähnliche niedrige Wahrscheinlichkeiten geschätzt werden, allerdings manche Bestandspraxen eben tatsächlich ausgetreten sind und deren Residuen dadurch stark von den vielen Bestandspraxen, die erneut teilgenommen haben, abweichen.

Wird die oben genannte formale Grenze für die Definition von Ausreißern angelegt, weisen 298 Beobachtungen ein absolutes standardisiertes Residuum von größer 2 auf. Dies sind nahezu alles Bestandspraxen, die zwischen 2016 und 2017 ausgetreten sind.

Um einflussreiche Beobachtungen zu identifizieren, wird die Cooks Distanz verwendet. Diese

<sup>13</sup>Ein Diagramm der geschätzten Wahrscheinlichkeiten des finalen Modells ist im Anhang zu finden.

misst den Effekt, den eine Beobachtung auf die Schätzung des Gesamtmodells hat. Hierbei gilt: je höher die Cooks Distanz, desto höher der Einfluss der jeweiligen Beobachtung. In Abbildung 10 ist die Cooks Distanz für jede Beobachtung dargestellt.<sup>14</sup>

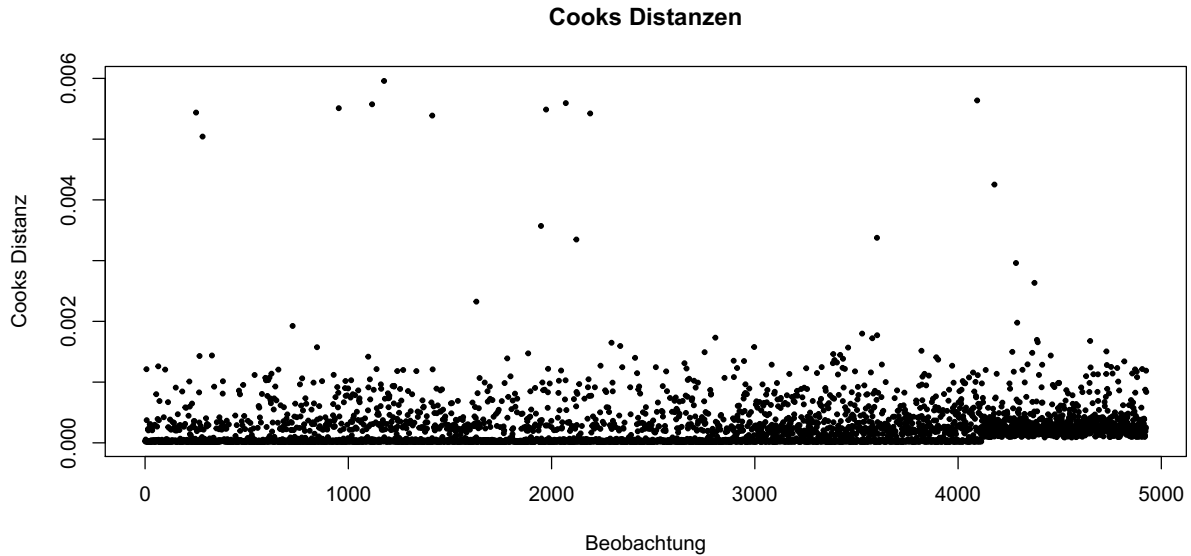


Abbildung 10: Cooks Distanzen im finalen Logit-Modell für den Panelaustritt.

Hierbei sollen vor allem visuell Fälle mit besonders hoher Cooks Distanz relativ zu den restlichen Beobachtungen identifiziert werden. Bei Betrachtung der Cooks Distanzen in Abbildung 10 fallen eine Reihe von Beobachtungen auf. Wenn auf rein visueller Basis eine Cooks Distanz von 0,002 als Grenze genommen wird, liegen 17 Beobachtungen darüber. Diese von der Masse zum Teil stark abweichenden Fälle werden als einflussreiche Beobachtungen identifiziert. Daneben ist auch bei den Cooks Distanzen der Einfluss der Variable, die eine Erstteilnahme angibt, sichtbar. Da sich die neuen Praxen vor allem weit rechts in Abbildung 10 befinden, sind so die höheren Cooks Distanzen des gesamten Blocks am rechten Rand zu erklären.

Um den Effekt der Ausreißer und einflussreichen Beobachtungen auf die Schätzung festzustellen, wurden die 315 identifizierten Beobachtungen entfernt und eine weitere Schätzung des Modells durchgeführt. In Tabelle 13 werden die Ausgangsschätzung und die Schätzung ohne die ausgewählten Beobachtungen gegenübergestellt.

Beim Vergleich der Koeffizienten der beiden Schätzungen fällt einerseits auf, dass die Koeffizienten der Haupteffekte für Alter und tn16\_neu in der Schätzung ohne Ausreißer wieder hochsignifikant sind, während der Interaktionsterm nicht auf dem 10-prozentigen Signifikanzniveau signifikant ist. Die Variablen Alter und tn16\_neu sind außerdem die beiden Variablen, deren Ko-

<sup>14</sup>Bei dem verwendeten R-Paket **stats** wird bei der Berechnung der Cooks Distanzen für generalisierte lineare Modelle wie das Logit-Modell eine entsprechende Approximation verwendet.

	<i>Abhängige Variable:</i>	
	tn17nicht	
	Alle Beobachtungen	Ohne Ausreißer
WoStdmitPMuFB	−0,068** (0,031)	−0,195*** (0,037)
Alter	0,079 (0,059)	0,273*** (0,075)
tn16_neu	0,495 (0,529)	1,635*** (0,605)
geschlecht_m	−0,224*** (0,070)	−0,370*** (0,082)
vb_fachaerztlich	0,314*** (0,079)	0,940*** (0,099)
vb_pscho	−0,273** (0,121)	−0,733*** (0,169)
vb_uebergreifend	0,627* (0,320)	0,225 (0,540)
bew_erhaufwand_neg	0,740*** (0,123)	1,211*** (0,136)
Alter*tn16_neu	0,199** (0,099)	0,118 (0,112)
Konstante	−1,501*** (0,368)	−2,844*** (0,464)
Beobachtungen	4926	4611
Log-Likelihood	−2671,4	−2012,2
LR-Statistik	568,7*** (df = 9)	1058,6*** (df = 9)
Pseudo- $R^2$ (McFadden)	0,0962	0,2083
<i>Legende:</i>		*p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01

Tabelle 13: Vergleich der Modellschätzungen mit und ohne Ausreißer bzw. einflussreiche Beobachtungen, in Klammern stehen die Standardfehler der Koeffizienten.

effizienten sich bei Ausschluss der Ausreißer am stärksten vergrößert haben. In absoluten Werten verringert haben sich neben dem Interaktionsterm nur der Koeffizient der Variable, welche die wenigen versorgungsbereichsübergreifend tätigen Praxen markiert.

Um die Güte des gewählten Modells zu beurteilen, wird einerseits das in Abschnitt 3.2.2 erläuterte Pseudo-Bestimmtheitsmaß nach McFadden herangezogen. Wie bereits erwähnt, werden Modelle mit einem McFadden's  $R^2$  zwischen 0,2 und 0,4 als gut angepasst angesehen. Für das gewählte Modell beträgt das McFadden's  $R^2$   $R^2_{McF} = 0,0962$ . Dieser auch für das McFadden's  $R^2$  relativ kleine Wert spricht für eine eher mäßige Modellgüte. Das geschätzte Modell ohne Ausreißer und einflussreiche Werte in Tabelle 13 hat ein McFadden's  $R^2$  von 0,2083.

Eine weitere Möglichkeit, die Güte eines Modells zu beurteilen, ist mithilfe einer Klassifizierungstabelle (vgl. zu den folgenden Ausführungen Backhaus et al. 2018, S. 282–284). Diese dient der Beurteilung der Fähigkeit eines Modells, korrekt zu prognostizieren, zu welcher der beiden Gruppen der abhängigen Variable eine Beobachtung gehört. Die Klassifizierungstabelle stellt die prognostizierte Gruppenzuordnung durch das Modell der tatsächlichen Gruppenzugehörigkeit in Form einer  $2 \times 2$ -Tabelle gegenüber. Da ein Logit-Modell die Wahrscheinlichkeit der Gruppenzugehörigkeit schätzt, muss für die Erstellung einer Klassifizierungstabelle eine Wahrscheinlichkeit

festgelegt werden, ab welcher die Zuordnung zu einer der Gruppen erfolgt. Da eine Klassifizierungstabelle maßgeblich von der als Trennwert gewählten Wahrscheinlichkeit abhängt, wird an dieser Stelle das verallgemeinerte Konzept der ROC-Kurve (Receiver Operating Characteristic) angewendet. Diese bildet im Wesentlichen die Klassifizierungstabellen für alle Trennwerte ab.

Die ROC-Kurve für das finale Modell des Panelaustritts ist in Abbildung 11 dargestellt. Mit Sensitivität ist dabei der Anteil der richtig prognostizierten Panelaustritte an der Zahl der beobachteten Austritte, die sogenannte true positive rate, gemeint. Spezifität ist der Anteil der richtig prognostizierten Nicht-Austritte an der Zahl der beobachteten Nicht-Austritte, die sogenannte true negative rate.  $1 - \text{Spezifität}$  auf der X-Achse der ROC-Kurve ist demnach die sogenannte false positive rate, also der Anteil der falsch prognostizierten Austritte an der Zahl der Nicht-Austritte.

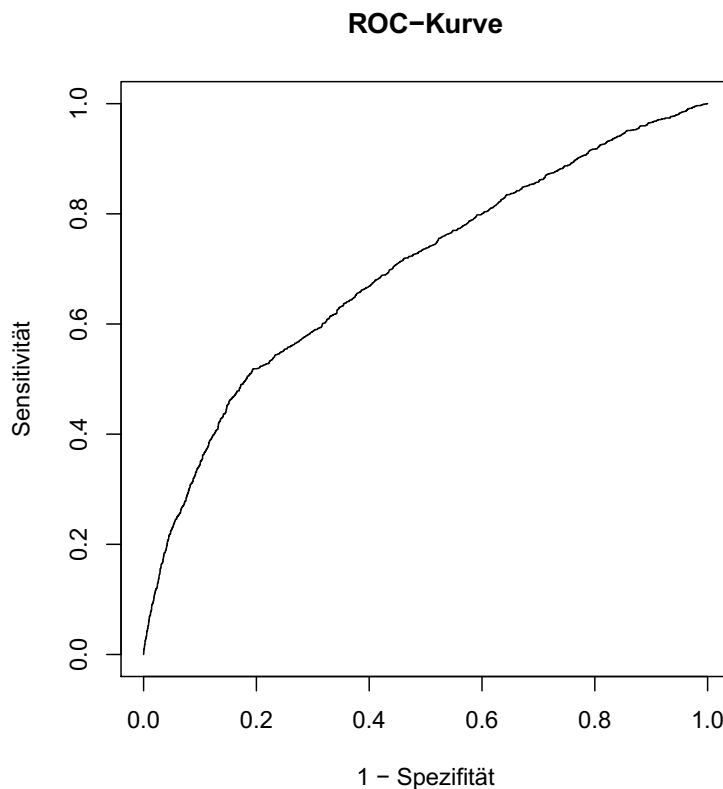


Abbildung 11: ROC-Kurve für das finale Logit-Modell für den Panelaustritt.

Als Maß für die Güte eines Modells wird die Fläche unter der ROC-Kurve (Area under Curve, AUC) verwendet, welche zwischen 0 und 1 liegt. Diese kann als Maß für die Diskriminationsfähigkeit eines Modells zwischen den beiden Gruppen der abhängigen Variable gesehen werden. Hosmer und Lemeshow (2000, S. 162) geben zur Einordnung der Fläche Richtwerte an. Eine Fläche unter der ROC-Kurve zwischen 0,7 und 0,8 soll akzeptable Diskrimination bedeuten, eine

Fläche zwischen 0,8 und 0,9 exzellente Diskrimination und eine Fläche größer als 0,9 außerordentliche Diskrimination. Eine Fläche von etwa 0,5 hingegen deutet darauf hin, dass das Modell kaum zwischen den beiden Gruppen der abhängigen Variable unterscheiden kann.

Für das finale Modell des Panelaustritts beträgt die Fläche unter der ROC-Kurve 0,6955. Mit diesem Wert von knapp unter 0,7 bietet das gewählte Modell offensichtlich keine gute Diskrimination und hat damit eine eher niedrige Prognose- und Klassifizierungsfähigkeit. Das geschätzte Modell ohne Ausreißer und einflussreiche Werte in Tabelle 13 weist eine Fläche unter der ROC-Kurve von 0,8175 auf.

#### 4.4.3 Interpretation

Sowohl die Fläche unter der ROC-Kurve als auch das Pseudo-Bestimmtheitsmaß nach McFadden legen nahe, dass es sich bei dem gewählten Modell um kein besonders gutes Modell handelt. Wie die Ergebnisse der univariaten und bivariaten Analysen schon vermuten ließen, lässt sich der Panelaustritt zwischen den Erhebungswellen 2016 und 2017 mit den erhobenen Variablen anscheinend eher schlecht modellieren. Dies ist im Sinne der Untersuchung beziehungsweise für das Zi-Praxis-Panel als positiv zu bewerten, da es offensichtlich, zumindest zwischen 2016 und 2017, keine systematischen Austritte gab.

Nichtsdestotrotz wird im Folgenden kurz auf die Einflüsse der Merkmale bezüglich des Panelaustritts im gewählten Modell eingegangen. In Tabelle 14 sind die Koeffizienten, die Odds Ratios sowie die 95 %-Konfidenzintervalle der Odds Ratios des geschätzten finalen Modells aufgeführt.

	Koeffizient	Std.fehler	OR	95 %-KI der OR	p-Wert
WoStdmitPMuFB	-0,068	0,031	0,93	[0,88; 0,99]	0,0285
Alter	0,079	0,059	1,08	[0,96; 1,22]	0,1847
tn16_neu	0,495	0,529	1,64	[0,58; 4,62]	0,3497
geschlecht_m	-0,224	0,070	0,80	[0,70; 0,92]	0,0014
vb_fachaerztlich	0,314	0,079	1,37	[1,17; 1,60]	<0,0001
vb_pscho	-0,273	0,121	0,76	[0,60; 0,96]	0,0246
vb_uebergreifend	0,627	0,320	1,87	[0,98; 3,46]	0,0506
bew_erhaufwand_neg	0,740	0,123	2,10	[1,65; 2,67]	<0,0001
Alter*tn16_neu	0,199	0,099	1,22	[1,01; 1,48]	0,0439
Konstante	-1,501	0,368	0,22	[0,11; 0,46]	<0,0001

Tabelle 14: Ausführliche Zusammenfassung der Variablen des finalen Modells, OR = Odds Ratio, KI = Konfidenzintervall, p-Wert = p-Wert des Wald-Testes des Koeffizienten.

Die Wochenarbeitszeit in zehn Stunden hat im Modell einen negativen aber nur sehr geringen Einfluss auf den Panelaustritt. Eine Erhöhung der Wochenstunden um zehn Stunden, was im Kontext der Wochenarbeitszeit relativ viel ist, verringert die Chancen für den Panelaustritt nur leicht.

Für die Interpretation der kategorialen Variablen ist es sinnvoll, auf die Referenzgruppen hinzuweisen, da die jeweiligen Koeffizienten und Odds Ratios die Einflüsse immer relativ zur Referenzgruppe wiedergeben. Bei den dichotomen Variablen ist stets die jeweils andere Ausprägung die Referenzgruppe. Für die neuen Praxen sind also die Bestandspraxen die Referenzgruppe, für die männlichen Inhaber sind die weiblichen Inhaber die Referenzgruppe und für die Praxen, die den Erhebungsaufwand als nicht vertretbar beurteilen, sind die Praxen mit einer positiven Beurteilung des Erhebungsaufwandes die Referenz. Bei den Dummy-Variablen der Versorgungsbereiche stellt der Bereich der hausärztlichen Versorgung die Referenz dar.

Die höchste Odds Ratio hat die Dummy-Variable, die eine negative Beurteilung des Erhebungsaufwandes angibt. Wenn dieser als nicht vertretbar beurteilt wird, verdoppeln sich nach diesem Modell die Odds für den Panelaustritt. Dieser Zusammenhang ist ausgesprochen plausibel und intuitiv, da der Aufwand, um an der Befragung teilzunehmen, mit Sicherheit ein Faktor ist, der bei der Entscheidung über eine erneute Teilnahme eine Rolle spielt.

Männliche Praxisinhaber sind auch in dem multivariaten Modell eher paneltreu im Vergleich mit den weiblichen Inhabern. Das männliche Geschlecht verringert in diesem Modell die Chancen für den Panelaustritt um den Faktor 0,80.

Beim Versorgungsbereich gibt es zwei deutlich gegensätzliche Befunde. In der fachärztlichen Versorgung ist die Austrittswahrscheinlichkeit höher als im Referenzbereich der hausärztlichen Versorgung, während Praxen der psychotherapeutischen und psychosomatischen Versorgung im Vergleich zu den hausärztlichen Praxen eher erneut teilnehmen. Bei dem Koeffizienten für die übergreifend tätigen Praxen ist zu beachten, dass die Fallzahl dieser Gruppe mit 49 Praxen sehr klein ist. Aufgrund dieser kleinen Gruppengröße ist die Schätzung vermutlich nicht sehr verlässlich. Daher sollte der zugehörigen hohen Odds Ratio kein besonders hoher Stellenwert zugewiesen werden.

Für die in der Analyse besonders auffällige Variable, welche Erstteilnehmer in der Erhebungswelle 2016 markiert, ist der Einfluss aufgrund des Interaktionsterms nicht mehr ganz so deutlich in den Koeffizienten zu sehen wie in früheren Versionen des Modells. Allerdings weisen die Diagramme der geschätzten Werte und der standardisierten Residuen daraufhin, dass die Variable auch in diesem Modell den größten Einfluss auf die Austrittswahrscheinlichkeit hat.

Insgesamt ist allerdings anzumerken, dass durch die eher schlechte Güte des Modells auch die Koeffizienten an Aussagekraft verlieren.

## 5 Fazit

Das Ziel dieser Arbeit war es, die Ausfälle im Zi-Praxis-Panel zwischen 2016 und 2017 zu untersuchen und festzustellen, ob zwischen den beiden Erhebungswellen systematische Panelmortalität vorliegt. Hierfür wurden zuerst die ausgefallenen Praxen deskriptiv mit den Praxen, die erneut teilgenommen haben, verglichen. Dabei wurden für den Großteil der Merkmale kaum oder nur sehr geringe Unterschiede zwischen den Gruppen gefunden. Eine deutliche Ausnahme bildete das Merkmal der Teilnehmerart. So war der Anteil der Praxen, die 2016 zum ersten Mal am ZiPP teilgenommen hatten, bei den ausgefallenen Praxen deutlich höher als bei den Praxen, die 2017 erneut teilgenommen haben. Auch beim Geschlecht und bei der Beurteilung des Erhebungsaufwandes gab es sichtbare Unterschiede zwischen den Gruppen.

In der darauf folgenden bivariaten Analyse wurden Gruppen von Praxen identifiziert, welche eine besonders hohe oder niedrige Austrittsquote aufweisen. So zeigten sich bei den erstteilnehmenden Praxen und den Praxen, deren Inhaber den Erhebungsaufwand als nicht vertretbar beurteilt hatten, sehr hohe Anteile an ausgetretenen Praxen. Relativ niedrige Austrittsquoten wiesen die Bestandspraxen und die Praxen der psychotherapeutischen und psychosomatischen Versorgung auf.

Daraufhin wurde für die multivariate Analyse der Panelmortalität ein logistisches Regressionsmodell mit den Merkmalen Wochenarbeitszeit, Alter, Teilnehmerart, Geschlecht, Versorgungsbereich und Beurteilung des Erhebungsaufwandes entwickelt. In diesem Modell, welches im Wesentlichen die Ergebnisse der univariaten und bivariaten Analysen widerspiegelt, hatte unter anderem das männliche Geschlecht einen negativen Einfluss auf die Austrittswahrscheinlichkeit und die negative Bewertung des Erhebungsaufwandes einen positiven Einfluss. Allerdings stellte sich bei genauerer Prüfung des Modells heraus, dass es sich dabei um ein Modell von eher schwacher Güte handelt. Da sich der Panelaustritt anhand der erhobenen Merkmale offensichtlich nicht adäquat modellieren lässt, wird festgestellt, dass es keine klaren Anzeichen für systematische Panelmortalität zwischen den Erhebungswellen 2016 und 2017 gibt.

Bei einer früheren Untersuchung der Panelmortalität im Zi-Praxis-Panel für die Erhebungswelle 2012, kamen von der Lippe und Gerber (2014) zu dem gleichen Ergebnis. Wenngleich sich das dort präsentierte Modell aus verschiedenen Gründen nicht mit dem hier gewählten Modell vergleichen lässt, schlussfolgerten die Autoren ebenfalls, dass sich der Panelaustritt mit den verfügbaren Merkmalen nicht gut modellieren ließe (vgl. von der Lippe und Gerber 2014, S. 15). Die in dieser Arbeit dargestellten Ergebnisse können folglich als Bestätigung der vorherigen Panelmortalitätsanalyse gesehen werden.

Im Rahmen einer kritischen Beurteilung der vorliegenden Untersuchung wird im Folgenden vor allem auf einen Aspekt eingegangen. Dieser bezieht sich auf die Art und Weise, wie die Panelmortalität definiert und analysiert wird. Sowohl in der vorliegenden Arbeit als auch in von der Lippe und Gerber (2014) werden die Panelausfälle zwischen Erhebungswellen betrachtet und diese als Panelaustritte angenommen. Bei diesen Ausfällen von einer Erhebungswelle zur Nächsten muss es sich allerdings nicht zwingend um tatsächliche und endgültige Austritte aus dem Zi-Praxis-Panel handeln. Die ausfallenden Praxen könnten auch bloß temporär aussetzen und an einer späteren Befragung wieder teilnehmen. Bei der Analyse von Panelmortalität sind gerade die Einheiten, die endgültig aus dem Panel ausscheiden, interessant.

Da es aber unmöglich ist, anhand eines Ausfalls zwischen zwei Wellen, wie beispielsweise zwischen 2016 und 2017, festzustellen, ob es sich dabei um einen temporären Aussetzer oder wirklichen Panelaustritt handelt, bedarf es eines anderen Ansatzes. Ein denkbarer Analyseansatz wäre, dass eine Praxis, wenn sie vier Mal in Folge nicht mehr teilgenommen hat, als endgültiger Panelaustritt eingeordnet wird. Zwar wäre auch diese Klassifizierung vermutlich nicht komplett richtig, aber sie käme dem Konzept des tatsächlichen Austritts zumindest näher als alle Ausfälle zwischen zwei Wellen als Austritte anzunehmen. Dieser Ansatz würde allerdings bedeuten, dass sich die tatsächlichen Austritte erst sehr viel später nach der letzten Teilnahme analysieren ließen, da vier Wellen vergehen müssten, um festzustellen, ob die Praxis wirklich ausgetreten ist. Diese zeitversetzte Analyse hätte den Nachteil, dass auf mögliche systematische Panelmortalität nicht mehr rechtzeitig reagiert werden könnte. Deshalb ist dieser Ansatz dem in der Arbeit gewählten Ansatz gegenüber vermutlich nicht zu bevorzugen. Nichtsdestotrotz wäre es sicherlich interessant und aufschlussreich einen solchen alternativen Ansatz einmal zu untersuchen.



## Literatur

- Ambler, G. und Benner, A. (2015). mfp: Multivariable Fractional Polynomials. URL: <https://cran.r-project.org/web/packages/mfp/mfp.pdf>. Letzter Zugriff: 16.12.2018.
- Backhaus, K., Erichson, B., Plinke, W. und Weiber, R. (2018). *Multivariate Analysemethoden: Eine anwendungsorientierte Einführung*. Wiesbaden: Springer Gabler, 15. Auflage.
- Bendel, R. B. und Afifi, A. A. (1977). Comparison of Stopping Rules in Forward “Step-wise” Regression. *Journal of the American Statistical Association*, 72(357):46–53. doi: 10.2307/2286904.
- Benner, A. (2015). Multivariable Fractional Polynomials. URL: [https://cran.r-project.org/web/packages/mfp/vignettes/mfp\\_vignette.pdf](https://cran.r-project.org/web/packages/mfp/vignettes/mfp_vignette.pdf). Letzter Zugriff: 16.12.2018.
- Birkelbach, K. (1998). Befragungsthema und Panelmortalität: Ausfälle in einer Lebenslauferhebung. *ZA-Information / Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung*, (42):128–147. URL: <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-199936>. Letzter Zugriff: 12.12.2018.
- Bortz, J. und Schuster, C. (2010). *Statistik für Human- und Sozialwissenschaftler*. Berlin, Heidelberg: Springer, 7. Auflage.
- Bühner, M. und Ziegler, M. (2017). *Statistik für Psychologen und Sozialwissenschaftler*. Hallbergmoos: Pearson Studium, 2., aktualisierte und erweiterte Auflage.
- Dees, W. und Wenzig, C. (2003). Das Nürnberger Kinderpanel: Untersuchungsdesign und Deskription der Untersuchungspopulation. *Arbeits- und Diskussionspapiere / Universität Erlangen-Nürnberg, Sozialwissenschaftliches Institut, Lehrstuhl für Soziologie*. URL: <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-319899>. Letzter Zugriff: 12.12.2018.
- Diekmann, A. (2009). *Empirische Sozialforschung: Grundlagen, Methoden, Anwendungen*. Reinbek bei Hamburg: Rowohlt-Taschenbuch-Verlag, Orig.-Ausg., vollst. überarb. und erw. Neuausg., 20. Auflage.
- Fahrmeir, L., Kneib, T. und Lang, S. (2009). *Regression: Modelle, Methoden und Anwendungen*. Berlin, Heidelberg: Springer, 2. Auflage.
- Fischer, G., Janik, F., Müller, D. und Schmucker, A. (2009). The IAB Establishment Panel – Things Users Should Know. *Schmollers Jahrbuch*, 129(1):133–148. doi: 10.3790/schm.129.1.133.

- Hardin, J. W. und Hilbe, J. M. (2007). *Generalized Linear Models and Extensions*. College Station, Tex.: Stata Press, 2. Auflage.
- Hoch, C. (2013). Die Determinanten der Panelmortalität: Eine Analyse am Beispiel des Nationalen Bildungspanels (NEPS Working Paper No. 26). *NEPS Working Papers*. URL: [https://www.neps-data.de/Portals/0/Working%20Papers/WP\\_XXVI.pdf](https://www.neps-data.de/Portals/0/Working%20Papers/WP_XXVI.pdf). Letzter Zugriff: 12.12.2018.
- Hosmer, D. W. und Lemeshow, S. (2000). *Applied logistic regression*. New York [u.a.]: Wiley, 2. Auflage.
- Kassenärztliche Bundesvereinigung (2018). Statistische Informationen aus dem Bundesarztregister, Bundesgebiet insgesamt, Stand: 31.12.2017. URL: [http://www.kbv.de/media/sp/2017\\_12\\_31\\_BAR\\_Statistik.pdf](http://www.kbv.de/media/sp/2017_12_31_BAR_Statistik.pdf). Letzter Zugriff: 12.12.2018.
- Kroh, M., Kühne, S. und Siegers, R. (2017). Documentation of Sample Sizes and Panel Attrition in the German Socio-Economic Panel (SOEP) (1984 until 2015). *SOEP Survey Papers 408: Series C*. URL: [https://www.diw.de/documents/publikationen/73/diw\\_01.c.571159.de/diw\\_ssp0408.pdf](https://www.diw.de/documents/publikationen/73/diw_01.c.571159.de/diw_ssp0408.pdf). Letzter Zugriff: 12.12.2018.
- Kunke, R. (2005). Methodenanalyse zur Panelmortalität. *Methodische Erträge aus dem "DJI-Übergangspanel"*.
- Kutner, M. H., Nachtsheim, C. J., Neter, J. und Li, W. (2004). *Applied Linear Statistical Models*. New York [u.a.]: McGraw-Hill Irwin, 5. Auflage.
- Menard, S. (1995). *Applied logistic regression analysis*. Thousand Oaks: Sage.
- Mickey, R. M. und Greenland, S. (1989). The impact of confounder selection criteria on effect estimation. *American Journal of Epidemiology*, 129(1):125–137. doi: 10.1093/oxfordjournals.aje.a115101.
- Quasdorf, I. (2014). Aufgaben und Organisation ärztlicher Körperschaften und Verbände. *KBV-Fortbildungshefte*, Heft 1. URL: [http://www.kbv.de/media/sp/2014\\_11\\_20\\_Fortbildungsheft\\_1\\_webVersion.pdf](http://www.kbv.de/media/sp/2014_11_20_Fortbildungsheft_1_webVersion.pdf). Letzter Zugriff: 13.12.2018.
- Raftery, A. E. (1995). Bayesian Model Selection in Social Research. *Sociological Methodology*, 25:111–163. doi: 10.2307/271063.
- Rönz, B. und Strohe, H. G. (Hrsg.) (1994). *Lexikon Statistik*. Wiesbaden: Gabler.

- Royston, P. und Altman, D. G. (1994). Regression Using Fractional Polynomials of Continuous Covariates: Parsimonious Parametric Modelling. *Journal of the Royal Statistical Society. Series C (Applied Statistics)*, 43(3):429–467. doi: 10.2307/2986270.
- Schnell, R., Hill, P. und Esser, E. (2018). *Methoden der empirischen Sozialforschung*. De Gruyter Oldenbourg, 11. Auflage.
- von der Lippe, P. und Gerber, C. (2014). Panelmanagement des Zi-Praxis-Panel: Ansätze zur Identifizierung, Erklärung und Verringerung von Panelmortalität. *Zi-Paper*, 2/2014. URL: [https://www.zi.de/fileadmin/images/content/PDFs\\_alle/ZI\\_Paper\\_2\\_2014.pdf](https://www.zi.de/fileadmin/images/content/PDFs_alle/ZI_Paper_2_2014.pdf). Letzter Zugriff: 13.12.2018.
- von der Lippe, P. (2013). Analyse der Panelmortalität mit der Logistischen Regression. URL: <http://www.von-der-lippe.org/dokumente/Logit.doc.pdf>. Letzter Zugriff: 13.12.2018.
- Wagner, F. (Hrsg.) (2017). *Gabler Versicherungslexikon*. Wiesbaden: Gabler, 2. Auflage.
- Zentralinstitut für die kassenärztliche Versorgung in der Bundesrepublik Deutschland. Projekte: Zi-Praxis-Panel. URL: <https://www.zi.de/projekte/zi-praxis-panel/>. Letzter Zugriff: 12.12.2018.
- Zentralinstitut für die kassenärztliche Versorgung in der Bundesrepublik Deutschland (2012). Zi-Praxis-Panel Jahresbericht 2010. URL: [https://www.zi-pp.de/pdf/ZiPP\\_Jahresbericht\\_2010.pdf](https://www.zi-pp.de/pdf/ZiPP_Jahresbericht_2010.pdf). Letzter Zugriff: 13.12.2018.
- Zentralinstitut für die kassenärztliche Versorgung in der Bundesrepublik Deutschland (2013). Zi-Praxis-Panel Jahresbericht 2011. URL: [https://www.zi-pp.de/pdf/ZiPP\\_Jahresbericht\\_2011.pdf](https://www.zi-pp.de/pdf/ZiPP_Jahresbericht_2011.pdf). Letzter Zugriff: 13.12.2018.
- Zentralinstitut für die kassenärztliche Versorgung in der Bundesrepublik Deutschland (2014). Zi-Praxis-Panel Jahresbericht 2012. URL: [https://www.zi-pp.de/pdf/ZiPP\\_Jahresbericht\\_2012.pdf](https://www.zi-pp.de/pdf/ZiPP_Jahresbericht_2012.pdf). Letzter Zugriff: 13.12.2018.
- Zentralinstitut für die kassenärztliche Versorgung in der Bundesrepublik Deutschland (2015). Zi-Praxis-Panel Jahresbericht 2013. URL: [https://www.zi-pp.de/pdf/ZiPP\\_Jahresbericht\\_2013.pdf](https://www.zi-pp.de/pdf/ZiPP_Jahresbericht_2013.pdf). Letzter Zugriff: 13.12.2018.
- Zentralinstitut für die kassenärztliche Versorgung in der Bundesrepublik Deutschland (2016). Zi-Praxis-Panel Jahresbericht 2014. URL: [https://www.zi-pp.de/pdf/Jahresbericht\\_2014.pdf](https://www.zi-pp.de/pdf/Jahresbericht_2014.pdf). Letzter Zugriff: 13.12.2018.

Zentralinstitut für die kassenärztliche Versorgung in der Bundesrepublik Deutschland (2017).

Zi-Praxis-Panel Jahresbericht 2015. URL: [https://zi-pp.de/pdf/ZiPP\\_Jahresbericht\\_2015.pdf](https://zi-pp.de/pdf/ZiPP_Jahresbericht_2015.pdf). Letzter Zugriff: 13.12.2018.

Zentralinstitut für die kassenärztliche Versorgung in der Bundesrepublik Deutschland (2018). Zi-

Praxis-Panel Jahresbericht 2016. URL: [https://www.zi-pp.de/pdf/ZiPP\\_Jahresbericht\\_2016.pdf](https://www.zi-pp.de/pdf/ZiPP_Jahresbericht_2016.pdf). Letzter Zugriff: 13.12.2018.

## A Anhang

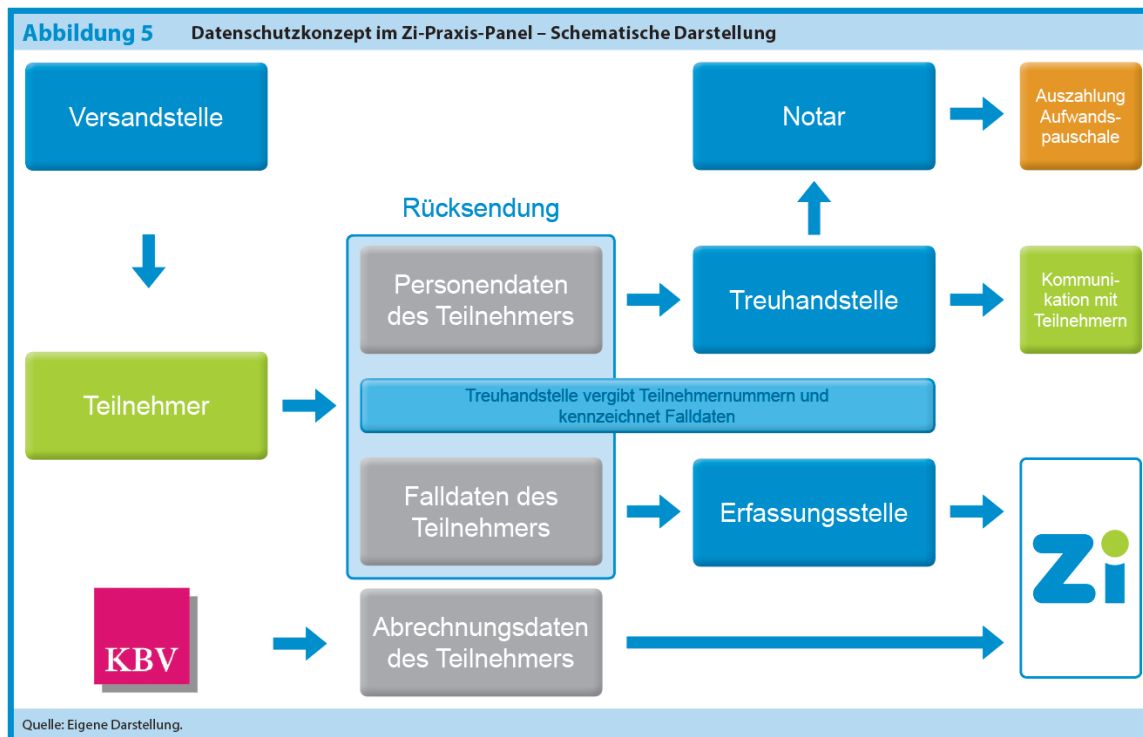


Abbildung 12: Schematische Darstellung des Datenschutzkonzeptes des Zi-Praxis-Panels, Quelle: Zi 2018, S. 81.

Variable	Beschreibung
tn17nicht	Dummy-Variable für den Panelaustritt 2017 (1 = ausgetreten, 0 = erneut teilgenommen)
JUeberschuss	Jahresüberschuss der Praxis je Inhaber im Jahr 2015 (in 10 000 Euro)
WoStdmitPMuFB	Wochenarbeitszeit des angeschriebenen Praxisinhabers inkl. Praxismanagement und Fortbildungen im Jahr 2015 (in 10 Stunden)
Alter	Alter des angeschriebenen Praxisinhabers (in 10 Jahren)
tn16_neu	Dummy-Variable für Erstteilnehmer in der Erhebungswelle 2016
software_genutzt	Dummy-Variable für die Nutzung des Software-Tools für Steuerberater (1 = genutzt, 0 = nicht genutzt)
geschlecht_m	Dummy-Variable für das Geschlecht des angeschriebenen Inhabers (1 = männlich, 0 = weiblich)
altersgr_bis45	Dummy-Variable für die Altersgruppe bis 45 Jahre
altersgr_4650	Dummy-Variable für die Altersgruppe 46–50 Jahre
altersgr_5155	Dummy-Variable für die Altersgruppe 51–55 Jahre
altersgr_5660	Dummy-Variable für die Altersgruppe 56–60 Jahre
altersgr_ue60	Dummy-Variable für die Altersgruppe über 60 Jahre
orgaform_ep	Dummy-Variable für die Organisationsform im Jahr 2015 (1 = Einzelpraxis, 0 = Gemeinschaftspraxis)
regionstyp_stadt	Dummy-Variable für den Regionstyp Stadt
regionstyp_land	Dummy-Variable für den Regionstyp Land
regionstyp_umland	Dummy-Variable für den Regionstyp Umland
vr_nord	Dummy-Variable für den Versorgungsraum Nord
vr_ost	Dummy-Variable für den Versorgungsraum Ost
vr_sued	Dummy-Variable für den Versorgungsraum Süd
vr_west	Dummy-Variable für den Versorgungsraum West
vb_hausaerztlich	Dummy-Variable für den hausärztlichen Versorgungsbereich
vb_fachaerztlich	Dummy-Variable für den hausärztlichen Versorgungsbereich
vb_psycho	Dummy-Variable für den psychotherapeutischen und psychosomatischen Versorgungsbereich
vb_uebergreifend	Dummy-Variable für versorgungsbereichsübergreifend tätige Praxen
tnbesversorgung_ja	Dummy-Variable für die Teilnahme der Praxis an besonderen Versorgungsformen im Jahr 2015 (1 = ja, 0 = nein)
bew_situation_neg	Dummy-Variable für die Bewertung der Situation als Vertragsarzt (1 = negativ, 0 = positiv)
bew_erhaufwand_neg	Dummy-Variable für die Beurteilung des Erhebungsaufwandes (1 = nicht vertretbar, 0 = vertretbar)
JUe_1Quart	Dummy-Variable für die Praxen, die zum ersten Quartil der Jahresüberschuss-je-Inhaber-Verteilung gehören
JUe_4Quart	Dummy-Variable für die Praxen, die zum vierten Quartil der Jahresüberschuss-je-Inhaber-Verteilung gehören
WoStd_1Quart	Dummy-Variable für die Praxen, deren Inhaber zum ersten Quartil der Wochenarbeitszeit-Verteilung gehört
WoStd_4Quart	Dummy-Variable für die Praxen, deren Inhaber zum vierten Quartil der Wochenarbeitszeit-Verteilung gehört

Tabelle 15: Beschreibung der verwendeten Variablen. Alle Variablen sind für Erhebungswelle 2016 oder aus dem Datensatz der Erhebungswelle 2016 generiert worden.

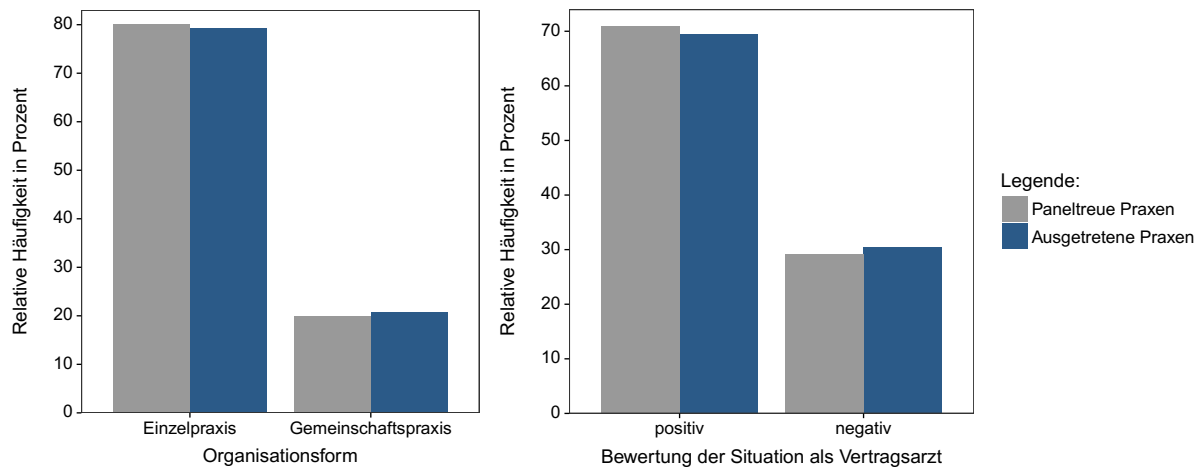


Abbildung 13: Gruppierende Säulendiagramme für die relativen Häufigkeiten der Ausprägungen der Merkmale Organisationsform und Bewertung der Situation als Vertragsarzt.

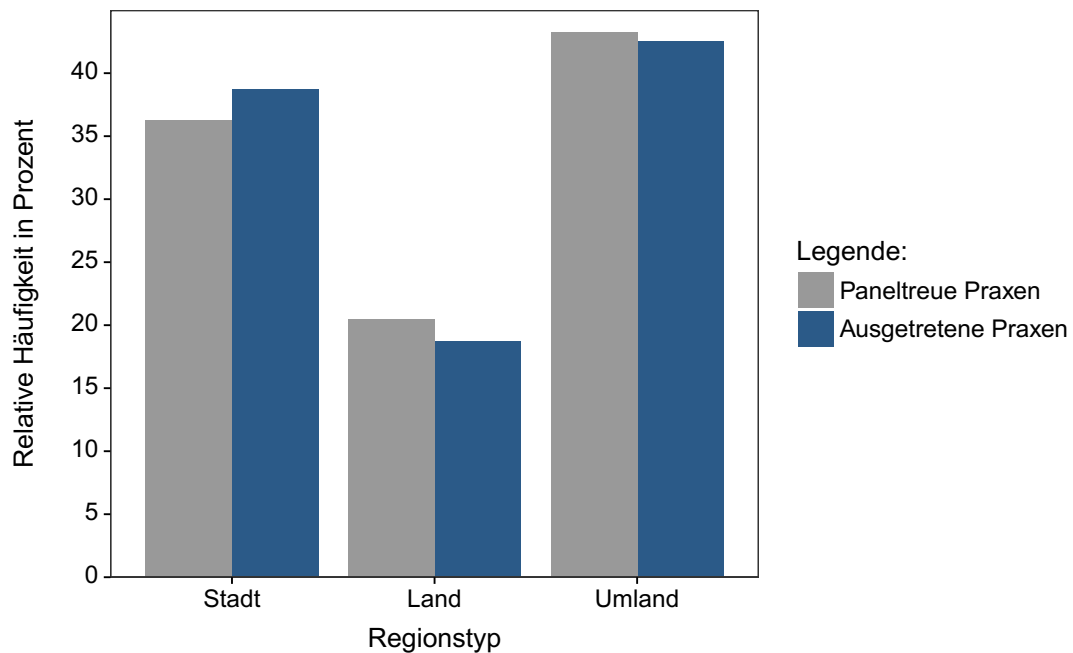


Abbildung 14: Gruppierendes Säulendiagramm für die relativen Häufigkeiten der Ausprägungen des Merkmals Regionstyp.

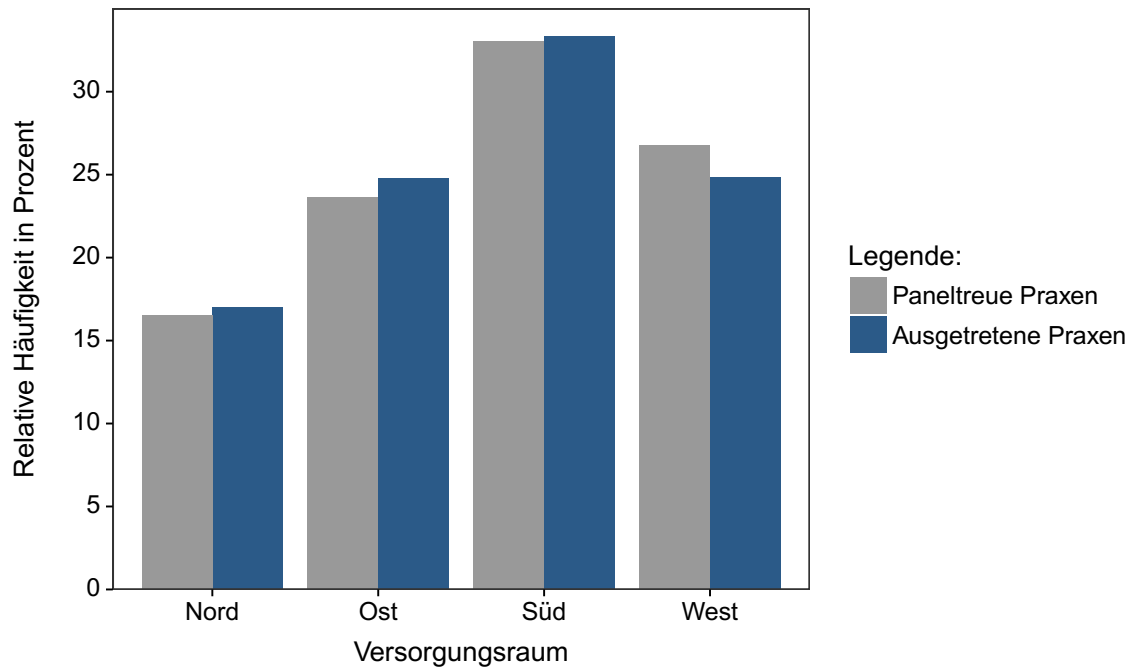


Abbildung 15: Gruppiertes Säulendiagramm für die relativen Häufigkeiten der Ausprägungen des Merkmals Versorgungsraum.

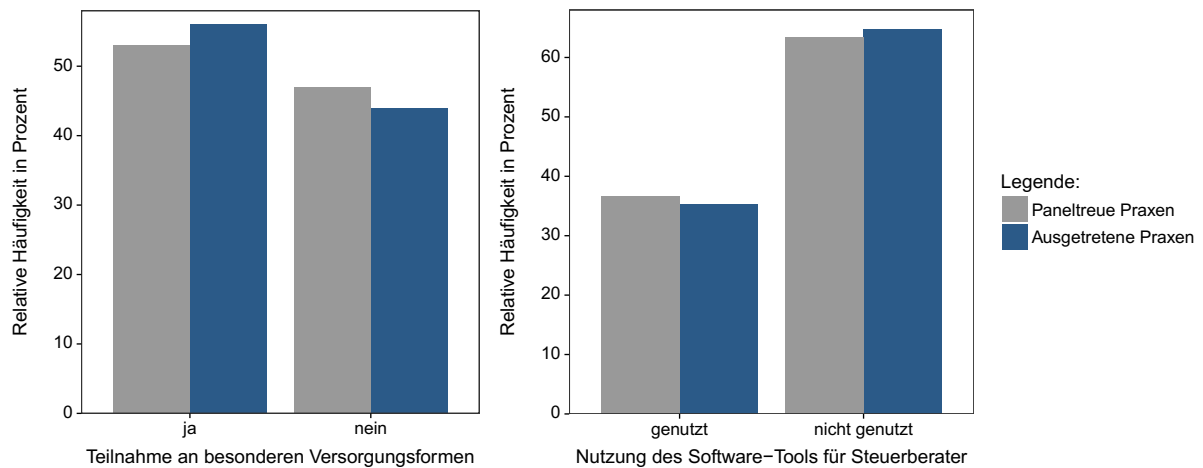


Abbildung 16: Gruppierte Säulendiagramme für die relativen Häufigkeiten der Ausprägungen der Merkmale Teilnahme an besonderen Versorgungsformen und Nutzung des Software-Tools für Steuerberater.



Unabhängige Variable	$VIF_i$
WoStdmitPMuFB	1,064
Alter	1,075
tn16_neu	1,079
geschlecht_m	1,073
vb_fachaerztlich	1,330
vb_psych	1,331
vb_uebergreifend	1,036
bew_erhaufwand_neg	1,002

Tabelle 16: Varianzinflationsfaktoren für die unabhängigen Variablen des finalen Logit-Modells.

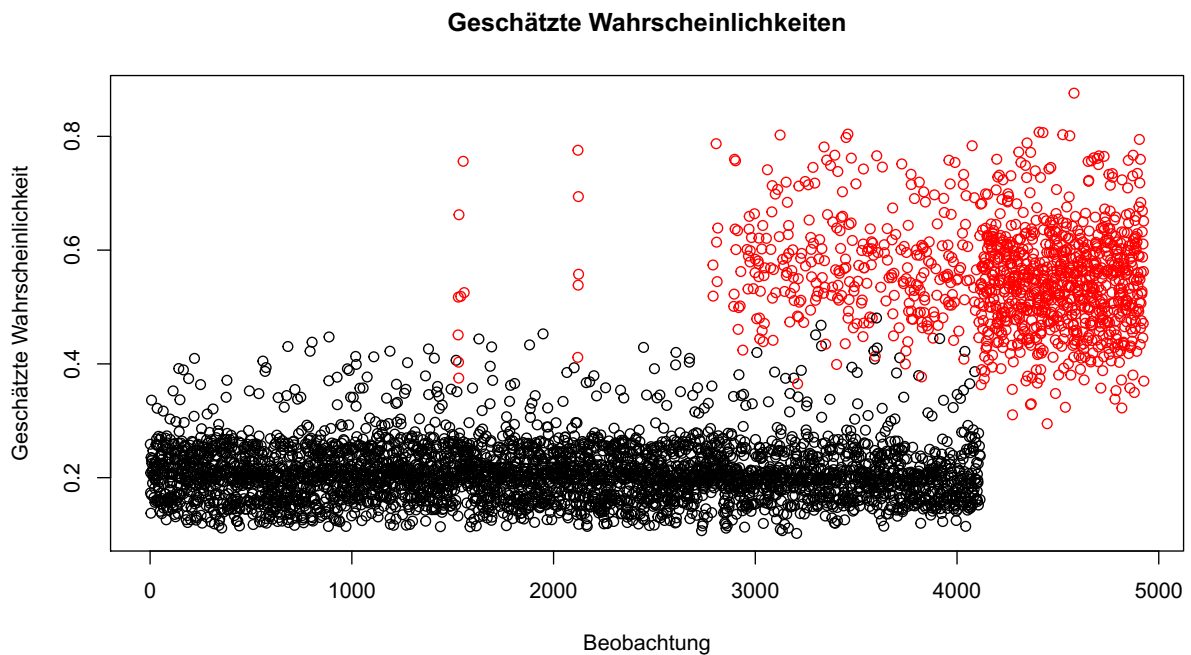


Abbildung 17: Geschätzte Wahrscheinlichkeiten des finalen Logit-Modells für den Panelaustritt für die Beobachtungen des Datensatzes, rot gefärbt sind die Erstteilnehmer der Erhebungswelle 2016 ( $tn16\_neu = 1$ ), schwarz gefärbt sind dementsprechend die Bestandspraxen.

## **Erklärung zur Urheberschaft**

Hiermit erkläre ich, Felix Julian David Lange, dass ich die vorliegende Arbeit noch nicht für andere Prüfungen eingereicht habe. Ich habe die Arbeit selbständig verfasst. Sämtliche Quellen einschließlich Internetquellen, die ich unverändert oder abgewandelt wiedergegeben habe, insbesondere Quellen für Texte, Grafiken, Tabellen und Bilder, habe ich als solche kenntlich gemacht. Ich bin mir darüber bewusst, dass bei Verstößen gegen diese Grundsätze ein Verfahren wegen Täuschungsversuchs bzw. Täuschung eingeleitet wird.

Felix Julian David Lange

Berlin, den 21. Dezember 2018